

ВОПРОСЫ СЕНСОРНОГО ВОСПРИЯТИЯ



ИЗДАТЕЛЬСТВО УРАЛЬСКОГО УНИВЕРСИТЕТА

ВОПРОСЫ СЕНСОРНОГО ВОСПРИЯТИЯ

СБОРНИК НАУЧНЫХ ТРУДОВ

Выпуск 2



СВЕРДЛОВСК ИЗДАТЕЛЬСТВО УРАЛЬСКОГО УНИВЕРСИТЕТА

1987

Ю 935.11
ББК
В 748

Печатается по постановлению
редакционно-издательского совета
Издательства Уральского университета

ВОПРОСЫ СЕНСОРНОГО ВОСПРИЯТИЯ: Сб. науч. тр.: Вып. 2. Свердловск: Изд-во Урал. ун-та, 1987. 160 с.

В сборнике представлены теоретические и прикладные работы по проблемам сенсорного восприятия. Исследуются вопросы устойчивости и вариабельности субъективных шкал. Анализируются возможности практического применения методов психофизического шкалирования — в дифференциальной психофизиологии, невропатологии, психиатрии, возрастной психологии, морфологии растений и т. д. Исследуются также некоторые нейрофизиологические и психофизиологические корреляты субъективного восприятия.

Редколлегия:
профессор И. А. РЫБИН (отв. редактор),
ст. науч. сотр. В. И. ЛУПАНДИН,
доцент А. Н. СЕРГЕЕВА

Рецензенты:
кафедра физиологии труда и индустриальной психологии
Свердловского института народного хозяйства;
проф. А. Л. АЗИН, зав. кафедрой нормальной физиологии
Свердловского медицинского института

К ТЕОРИИ СЕНСОРНОГО ВОСПРИЯТИЯ

Раздумывая о себе самом, человеческий мозг открыл некоторые поразительные факты. Чтобы понять, как он работает, очевидно, нужны новые методики его исследования и новая система понятий.

Ф. КРИК. Мысли о мозге

Одной из проблем современной психофизики является выяснение сущности того, что принято называть основными психофизическими законами. Один из них был введен Г. Фехнером более ста лет назад, другой в середине нашего века был установлен С. Стивенсом. Первый из них представляет логарифмическую зависимость, второй — степенную. В правую часть этих соотношений входит величина внешнего воздействия на сенсорные системы, обычно измеряемые в физических единицах, в левую — некоторые показатели субъективной реакции на это воздействие, выражаемые в безразмерных единицах. Смысл этих показателей, которые для удобства различия мы обозначим F и S , до сих пор неясен. С. Стивенс, призывая: «Отдадим должное Фехнеру, но отменим его закон» [1], — по-видимому, считал, что открыл более общий, более универсальный вид психофизической связи. Однако закон Фехнера устоял, поддержанный многочисленными экспериментальными данными, в том числе прямыми электрофизиологическими наблюдениями. Поэтому методологически более правильным представляется рассмотрение F и S в плане их сосуществования. С такой точки зрения мы и попытаемся проанализировать соотношение этих переменных далее.

Являются ли психофизические законы психофизическими?

Многим современным исследователям название «психофизика», введенное Г. Фехнером, представляется неадекватным тому

содержанию, которое приобрела к настоящему времени эта наука. Все чаще употребляют выражение «психофизиология». Такая тенденция обусловлена двумя причинами.

Во-первых, становится все более очевидной внутренняя направленность информации, получаемой в психофизических опытах. Изучение соотношений между стимулом и сенсорным ответом рассматривается как метод, позволяющий обнаружить закономерности того, что мы в дальнейшем будем называть функциональной организацией сенсорного пространства или континуума. В этом смысле в психофизических исследованиях «физическое» выступает как способ тестирования черного ящика — мозга путем воздействия на его вход — рецепторные органы, а «психическое», сенсорный ответ, представляет собой некоторую функцию на выходе. Сопоставляя параметры физического воздействия на вход и соответствующие характеристики ответа на выходе, можно судить о структуре сенсорного пространства или, по крайней мере, высказывать предположения о его свойствах с тем, чтобы найти подходящие экспериментальные решения для их проверки. Другими словами, в психофизике происходит смещение акцента от поисков ответа на вопрос, как воспринимается данный стимул, данная модальность, к поискам того общего, что обнаруживается при восприятии различных стимулов и модальностей, т. е. к поискам некоторых инвариантов, присущих самой сенсорной деятельности.

Во-вторых, за последние десятилетия возросло число работ, посвященных электрофизиологическим исследованиям процессов, протекающих на разных уровнях организации сенсорных систем при том или ином воздействии на их рецепторные окончания. Такие опыты преследуют цель объективного анализа передачи и обработки афферентной информации, в частности, выяснения того, как проявляются законы Фехнера и Стивенса на различных участках сенсорных путей. Начало подобным исследованиям было положено работами, показавшими логарифмическую связь между интенсивностью стимула и возбуждением на рецепторном уровне [2—4].

Оба указанных нами направления придают все больше значения психофизиологическому аспекту психофизических исследований, и поэтому тяготение к названию «психофизиология» не случайно.

Предлагаемый ниже совместный анализ логарифмической и степенной зависимости имеет целью показать, что из сосуществования этих психофизических закономерностей вытекает еще одна, которая с полным основанием может быть названа психофизиологической. Изучение свойств этой психофизиологической связи приводит к ряду интересных заключений, частично под-

тверждаемых уже известными фактами или же допускающих экспериментальную проверку.

Запишем простейший вид законов Фехнера и Стивенса:

$$F = a \cdot \ln I, \quad S = I^b. \quad (1)$$

Здесь мы избавились от всех констант, которые могут быть приведены к единице путем выбора соответствующего масштаба физической переменной I или сенсорных переменных F и S . Параметры a и b являются существенными постоянными. Величина a могла бы быть принята за единицу только в том случае, если логарифмирование происходит по известному основанию. Но мы не знаем, каким основанием пользуются сенсорные системы. Поэтому мы не в состоянии оценить абсолютное значение величины a . Аналогичное суждение можно сделать и в отношении показателя степени b .

Будем считать, что обе зависимости (1) объективно существуют и одновременно имеют место в некоторой области физического континуума I . Исключим из уравнений (1) величину I и получим выражение

$$S = e^{b/a \cdot F} = A^F, \quad (2)$$

где $A = e^{b/a}$. Этим преобразованием мы установили связь между двумя психическими переменными, которые по отдельности являются психофизическими функциями от I . В дальнейшем F и S мы будем называть переменными сенсорного пространства или сенсорными переменными. Уравнение (2) будем называть психофизиологической связью или закономерностью. Попытаемся выяснить, что выражает эта зависимость и какими свойствами она обладает.

Прежде всего обратим внимание, что переменная S обладает свойством, которое мы назовем мультипликативностью:

$$S(I_1 \cdot I_2) = (I_1 \cdot I_2)^b = S(I_1) \cdot S(I_2),$$

a переменная F в этих же условиях является аддитивной:

$$F(I_1 \cdot I_2) = a \cdot \ln(I_1 \cdot I_2) = F(I_1) + F(I_2).$$

Таким образом, соотношение (2) выражает связь между двумя характеристиками сенсорного пространства, одна из которых аддитивна, другая мультипликативна. Кстати, прямыми экспериментами было показано, что испытуемые оценивают отношения между стимулами, а не их разности, что и следует из мультипликативных свойств сенсорной переменной S . Аддитивно-мультипликативный характер связи (2) является принципиальной основой для дальнейшего анализа и построения теоре-

тической модели сенсорного пространства в координатах F и S .

Свойство аддитивности сенсорной переменной F очень существенно для понимания ее психофизиологического смысла. Как уже говорилось, справедливость логарифмического вида функции $F(I)$ была показана для рецепторных входов сенсорных систем. На входе происходит преобразование физического воздействия в поток афферентной информации. Это происходит следующим образом. Раздражение рецепторов приводит к возникновению возбужденных состояний рецепторных клеток, количественно и конфигурационно изоморфных стимулу. Этот рецепторный образ кодируется и передается по нервным каналам. Таким образом, физическое воздействие (стимул) трансформируется в эквивалентную последовательность нервных импульсов (сигналов). Так как физическое воздействие всегда можно выразить в энергетических единицах, то можно сказать, что на рецепторном уровне происходит преобразование энергии, затраченной на создание рецепторного образа физического воздействия, в эквивалентное количество афферентной информации. Известно, что явный вид функции, определяющий количественную меру информации, был выведен из условия ее аддитивности [5]. Эта функция логарифмическая, причем выбор основания логарифма является конвенционалистским, т. е. зависящим от того, что принимается за единицу информации.

Свойство аддитивности логарифмической функции $F(I)$ необходимо и достаточно, чтобы интерпретировать ее как количество сенсорной информации, возникающее при воздействии на рецепторы. Вместе с тем, по Фехнеру, F характеризует интенсивность ощущения. Логика рассуждений приводит нас к выводу, что F не психофизическая функция, а сенсорная переменная, имеющая смысл потока информации, эквивалентного соответствующему физическому воздействию.

Заключение об информационном смысле F позволяет нам объяснить логарифмический вид функции $F(I)$. Что же выражает другая сенсорная переменная S ? Существуют ли какие-либо аналоги соотношения (2) в теории информации? Да, существуют. Это экспоненциальная зависимость между числом всевозможных сообщений R , которые можно передать последовательностью из K сигналов кода, содержащего L различных символов:

$$R = L^K. \quad (2')$$

Нетрудно заметить формальное сходство выражений (2) и (2'). «Длина сообщения» K имеет смысл, аналогичный F в формуле (2). Вполне допустимо, что A , так же как и L , представляет набор кодирующих элементов (или их состояний), в которых записывается поступающая информация. Но как со-

отнести величину субъективной оценки с тем, что выражает число R ?

Мы уже пришли к выводу, что F выражает количество информации, эквивалентное вызывающему ее стимулу. Но на уровне формирования S , т. е. на уровне оценки ощущения, определяющим становится содержание или структура («паттерн») этого объема информации. Содержание это может быть столь же разнообразным, как и внешнее воздействие, отражением которого это содержание является. Поэтому анализирующим и оценивающим это содержание системам необходим набор состояний, в которых не только бы записывалось соответствующее количество единиц информации, но и осуществлялось бы его «прочтение» и адекватная психофизиологическая оценка. Таких состояний должно быть не меньше, чем всевозможных сообщений, которые можно передать одним и тем же количеством афферентной информации, но различной конфигурации. Казалось бы, что число всевозможных состояний должно быстро возрастать с увеличением длины сообщения. Но это не так. Для значительного числа модальностей имеются данные, позволяющие вычислить величину $A = e^{b/a}$. Эта величина такова, что даже для самого протяженного сенсорного континуума (оценок яркости) переменная S , соответствующая R в формуле (2'), не превышает 230 единиц (см. разд. 2). Это ничтожно мало по сравнению с техническими возможностями ЭВМ, но в этой связи уместно вспомнить высказывание известного специалиста Дж. фон Неймана: «...каким бы ни был язык, используемый центральной нервной системой, он характеризуется меньшей логической и арифметической глубиной по сравнению с той, к которой мы привыкли... Таким образом, логика и математика центральной нервной системы, рассматриваемые как язык, должны в структурном отношении существенно отличаться от тех языков, к которым относится наш повседневный опыт...» [6].

Итак, мы полагаем, что ответ на вынесенный в заголовок этого раздела вопрос состоит в том, что психофизические зависимости Фехнера и Стивенса суть эмпирические проявления закономерности, выражаемой связью двух сенсорных переменных F и S , являющейся собственно психофизиологической зависимостью. Эта зависимость есть некоторое выражение того, что фон Нейман называет «логикой и математикой центральной нервной системы».

Соотношение непрерывности и дискретности в сенсорном восприятии

Как уже говорилось, мы исходим из презумпции сосуществования обоих психофизических законов, полагая, что эти зави-

симости являются эмпирическими выражениями информационной природы сенсорных процессов и одна из них выражает аддитивный характер афферентной информации, другая — мультипликативные свойства анализирующих эту информацию механизмов.

В этом разделе мы рассмотрим функции F и S на основании требования непрерывности восприятия. Это требование, или даже принцип, заключается в том, что диапазон адекватно воспринимаемых физических воздействий не содержит внутри себя участки, которые бы не воспринимали наши органы чувств. Сенсорный континуум не имеет разрывов и так же непрерывен, как и соответствующий ему физический континуум. Каждому стимулу должен находиться соответствующий сенсорный образ.

Корректность законов Фехнера и Стивенса многократно подвергалась критике с различных точек зрения, в том числе и в связи с тем, что аналитический вид степенной зависимости с показателем степени менее единицы весьма сходен с кривой логарифма по соответственно выбранному основанию. При обычном разбросе отдельных измерений одну функцию легко можно принять за другую. Действительно, электрофизиологические изменения на разных уровнях сенсорных систем не дают однозначных ответов в пользу той или другой зависимости, за исключением, пожалуй, рецепторного, где логарифмическая зависимость частоты разряда афферентных волокон от силы импульсации показана достаточно определенно [2—4].

Однако опровергнуть или подтвердить законы Фехнера и Стивенса с помощью объективных электрофизиологических регистраций столь же трудно, как и понять логику компьютера, измеряя внутри него электрические процессы. Возможно, что логарифмическая и степенная зависимости отражают принципы организации сенсорной деятельности в целом, хотя и могут быть подсмотрены с той или иной степенью выраженности и в отдельных звеньях сенсорных путей.

Другая критическая атака законов Фехнера и Стивенса направлена на способы, которыми эти зависимости получаются.

Логарифмический закон был выведен из наблюдений Э. Вебера путем известных допущений, позволивших Фехнеру получить дифференциальное уравнение, интегрирование которого приводило к логарифмической зависимости.

Степенная зависимость получается с помощью субъективных оценок дискретных стимулов, и конечное число экспериментальных точек (обычно не превышающее 10) аппроксимируется непрерывной прямой, выражаемой уравнением регрессии. Переход от дискретных точек к непрерывной функции — столь же произвольная операция, как и переход Фехнера к бесконечно малым.

Вместе с тем непрекращающаяся и по сей день дискуссия, который из этих подходов более адекватно отражает сущность психической деятельности по переработке сенсорной информации, получает иное освещение, если допустить, что непрерывность и дискретность, аналоговый и цифровой способы восприятия и оценки ощущений в равной степени присущи мозгу. С этой точки зрения переход к бесконечно малым Фехнера и методы субъективного шкалирования Стивенса представляются не произвольными приемами, а интуитивным нащупыванием путей объективизации свойств непрерывности и дискретности субъективного восприятия внешнего мира.

Такой подход [7] подразумевает, что фехнеровская непрерывная зависимость заполняет промежутки сенсорного континуума между дискретными точками степенной зависимости субъективных оценок. Шкала субъективных оценок не может быть сколь угодно дробной (это известно каждому, кто практически занимался субъективным шкалированием). Если суживать диапазон предъявляемых в случайном порядке стимулов, то можно достичь предела, внутри которого оценки потеряют всякую регулярность, хотя дистанция между ними будет еще значительно больше едва различимой разницы. Шкала сенсорного континуума, таким образом, представляет непрерывную последовательность ощущений, развивающуюся по логарифмическому закону, рациональную оценку которой анализаторные системы дают дискретно, ступеньками, восходящими по степенному закону.

Посмотрим, что же вытекает из подобных представлений. Внутри одной такой «ступеньки» ощущения должны иметь оценку S , варьирующую случайным образом так, что средние оценки любого стимула в этом интервале статистически неразличимы. Вместе с тем можно пройти этот участок по едва различимым разностям и получить фехнеровскую зависимость F . Расширяя диапазон стимулов, мы достигнем интервала, когда оценки, по крайней мере, в начале и конце этого диапазона будут достоверно различными, т. е. будет достигнута другая «ступенька».

Допустим, что таким путем нам удалось пройти весь диапазон адекватно воспринимаемых стимулов и получить ряд дискретных значений S_i . Самый первый член этого ряда получается из очевидного начального условия: при $F = 0$, $S_0 = 1$. Так что индекс $i = 0, 1, 2 \dots N$, где N — общее количество значимых «ступенек» или, как мы будем называть в дальнейшем, классов. Из условия непрерывности каждому классу должен соответствовать некоторый интервал чувственной переменной ΔF и внутри него (или на границе) должна найтись точка, для которой строго

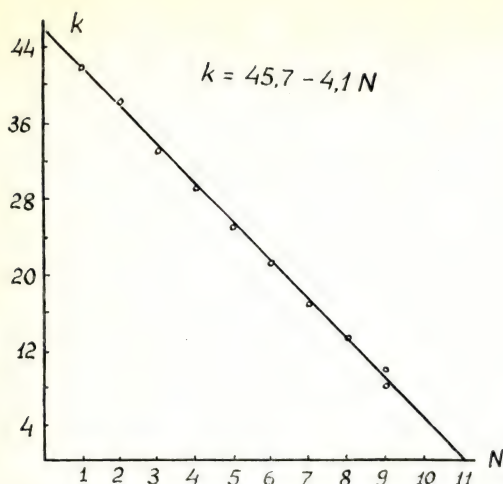


Рис. 1. График зависимости параметра k от рангового номера модальности N . Точки на графике — экспериментальные значения

выполняется равенство (2). Таким образом, может быть получен ряд F_i , соответствующий последовательности S_i .

Здесь мы должны принять несколько общих положений о свойствах рядов F_i и S_i .

1. Принцип непрерывности ощущений и равенство (2) справедливы для всех видов чувствительности и для всех видов модальностей, которые можно оценивать количественно.

2. Диапазон субъективных оценок, охватывающий весь континуум адекватно воспринимаемых физических воздействий, ограничен и в числовом выражении не превышает двух порядков. Это положение — результат многочисленных наблюдений свободного шкалирования (без предъявления стандартного стимула). Испытуемые в подавляющем большинстве оперировали числами, наибольшее из которых превышало наименьшее примерно на две единицы десятичных логарифмов.

3. Протяженность сенсорного континуума для различных модальностей и интервал их численных оценок тем больше, чем протяженней физический континуум (самый протяженный, как известно, диапазон яркостей). То же самое можно сказать и о числе классов N , по которому можно ранжировать те или иные виды модальностей.

В равенстве (2) присутствуют параметры b и a , которые определены для многих модальностей. Постоянная a — величина, обратная дифференциальному порогу различения (константа Вебера). Воспользуемся отношением b/a для ранжировки различных модальностей. Так как это отношение минимально для

Таблица 1

**Параметры психофизиологической зависимости (2)
для стимулов различных модальностей**

№ п/п	Модальность	Константа Вебера 1/a	Экспонента Стивенса b	$k = \frac{a}{b}$	Количество классов N	Диапазон $F^* = S^*$	$\Phi^{1/b}$
1	Яркость	0,08	0,3	41,66	11	225	4,95
2	Расстояние, кинестетически	0,02	1,3	38,45	11	205	1,45
3	Положение точки, визуально	0,03	1,0	33,33	11	170	1,62
4	Насыщенность, красный цвет	0,02	1,7	29,41	10	145	1,23
5	Длина линии, визуально	0,04	1,0	25,00	10	120	1,62
6	Площадь, визуально	0,06	0,8	20,83	10	95	1,82
7	Громкость, 1000 Гц	0,10	0,6	16,66	9	50	2,22
8	Тяжесть	0,07	1,1	13,00	8	35	1,54
9	Вкус	0,17	0,6	9,80	7	27	2,22
10	Запах	0,24	0,5	8,33	7	25	2,62

самого протяженного континуума — яркости, для построения ранжированного ряда возьмем величину, обратную $k = a/b$. Поскольку мы не знаем наибольшего числа N, которое следует приписать самому протяженному континууму, припишем ему номер 1. Все остальные модальности будут занимать все большие номера. Такая последовательность, полученная на основании литературных данных [8], представлена в табл. 1 и графиком на рис. 1.

Обсуждение этих данных лучше всего начать с графика. Он весьма наглядно показывает, что ранжированные по параметру k модальности очень хорошо укладываются на прямую, отсекающую по оси абсцисс одиннадцать классов. Отклонение от этой прямой обнаружила лишь модальность «запах» (см. табл. 1), которой мы приписали тот же ранг, что и предыдущей («вкус»).

Обратим вначале внимание на то, что ни по одной из постоянных a и b модальности не располагаются столь же регулярно, как по их комбинации k, в чем нетрудно убедиться, построив соответствующие графики. Это, хотя и косвенно, свидетельству-

ет в пользу введенного нами равенства (2). Трудно допустить, что линейная зависимость k могла получиться случайно, поскольку параметры a и b представляют собой среднестатистические величины из большого числа наблюдений и являются типичными характеристиками для соответствующих модальностей. Мы склонны считать, что график на рис. 1 (и табличные данные) есть выражение некоторого свойства сенсорного пространства, которое отмечали исследователи степенной зависимости, высказывая предположение о том, что, помимо численных оценок стимулов, должны существовать поддиапазоны (в нашей терминологии классы), на которые может быть разбит весь диапазон субъективных оценок [9]. Характерно, что число тестируемых стимулов даже для самых протяженных физических континуумов выбирается не более десяти. В литературе нет работ, специально посвященных вопросу о количестве стимулов, необходимых для оптимального шкалирования той или иной модальности.

Ограниченное число точек стимульного ряда выбирается из соображений целесообразности, т. е. достаточности для получения надежных результатов. Однако этот эмпирический подход следовало бы подкрепить теоретическими соображениями.

Подобные теоретические соображения появляются, если принять, что сенсорное пространство имеет счетное число классов N , характерное для каждой модальности. В этом случае выбор оптимального количества стимулов физического континуума должен исходить из значения N для тех или иных модальностей. Как следует из графика на рис. 1, максимальное значение N не должно превышать 11. Если учесть еще нулевой класс ($F_0 = 0$, $S_0 = 1$), то таких «ступенек» будет 12. Таким образом, для каждой модальности можно, установив величину k , найти предельное число точек стимульного ряда, соразмерное с протяженностью сенсорного континуума. На графике отсчет чисел этих градаций следует вести от точек пересечения прямой с осью абсцисс.

Если теперь переменные F и S представить как функции числа i (где $i = 0, 1, 2, \dots, N$ — номер класса) и учесть, что $F(i)$ в силу аддитивности должна быть линейной зависимостью, а $S(i)$ по свойству мультипликативности — экспоненциальной (или, учитывая дискретный характер S , геометрической прогрессией), то нетрудно заметить, что прямая и экспонента будут пересекаться в двух точках: вблизи начала координат (в промежутке от $i = 0$ до $i = 1$) и в некоторой точке, где $F^* = S^*$. Зная величину k , нетрудно найти это пересечение для каждой модальности. Численные значения F^* и S^* приведены в табл. 1.

Естественно предположить, что диапазон численных значений S , заключенный между двумя этими пересечениями, и есть

протяженность шкалы субъективных оценок. Из табл. 1 видно, что этот диапазон составляет от 1,4 до 2,3 логарифмической (десятичных) единицы, что хорошо согласуется по порядку величины с тем, что наблюдается при произвольном шкалировании различных модальностей [10]. В свою очередь, это делает понятным, почему испытуемые при произвольном шкалировании пользуются диапазоном относительных оценок, составляющих в среднем два порядка, и оправдывает выбор стобальной шкалы в опытах с заданием стандартного стимула.

Итак, мы предполагаем, что существует ряд S_i и соответствующая ему непрерывная последовательность F , в которой содержатся точки, отвечающие равенству (2). Для каждого значения S_i имеется некоторая область ΔF , и лишь одна точка в этой области удовлетворяет соотношению (2). С другой стороны, переход от одного класса к другому характеризуется прерывным изменением от S_{i-1} к S_i , т. е. некоторой величиной $\Delta S_{i-1,i}$, и поэтому интервалу по условию непрерывности чувственной переменной соответствует лишь одно значение $F_{i-1,i}$. В силу этого обстоятельства чувственная и рациональная оценки заключены в пространстве, ограниченном произведением $\Delta F_{i-1,i} \cdot \Delta S_{i-1,i}$, величина которого зависит от i . Следовательно, состояние сенсорной системы задается не точкой в координатах F и S , а некоторой областью. Получается нечто подобное соотношению неопределенностей в квантовой механике. Наши органы чувств способны ощущать и оценивать внешние стимулы лишь приближенно.

Здесь уместно вспомнить некоторые опытные данные. Опыты по субъективному шкалированию обычно проводятся на группе испытуемых. Полученные показатели затем усредняются. В работе [11] были использованы большие выборки, что позволило получить представительные статистические распределения индивидуальных показателей. Оказалось, что распределение по показателю b является явно асимметричным и достоверно совпадающим с распределением Пуассона. Это послужило основанием для предположения, что шкала субъективных оценок дискретна не только в смысле дискретности оценок, но в смысле существования счетного числа классов, на которые разбивается диапазон субъективных оценок. Интересно, что число классов, на которые можно было бы разбить интервал вариаций показателя степени, подобранное таким образом, чтобы получить наилучший критерий согласия с распределением Пуассона (критерий Колмогорова), совпадает для оценки громкости (в опытах использовалась эта модальность) с тем, что приводится в табл. 1. В то же время распределение индивидуальных оценок одного и того же стимула в любой части звукового диапазона

было достоверно нормальным. Так должны распределяться случайные вариации непрерывной переменной. Эти факты получают ясную интерпретацию ввиду непрерывности F и дискретности S . Индивидуальные вариации F при фиксированном значении стимула (в идеале, при фиксированном значении S) должны давать нормальное распределение случайных ошибок, а распределение субъективных оценок ввиду «ступенчатого» характера шкалы S должно соответствовать распределению Пуассона.

Итак, в предлагаемой нами теоретической модели, основанной на принципе непрерывности ощущений, исходящей из существования равенства (2) и аддитивно-мультипликативного характера переменных F и S , сенсорное пространство определяется тремя координатами: чувственно-непрерывной переменной F , рационально-дискретной переменной S и счетной переменной i . Рационально-чувственные координаты любого стимула задаются «соотношением неопределенностей» $\Delta S(i) \cdot \Delta F(i)$, т. е. носят вероятностный характер. Величина этой области зависит от номера i . Существуют границы сенсорного пространства, «вмещающего» весь диапазон адекватно воспринимаемых стимулов, задаваемые предельными значениями N , F^* и S^* . Эти предельные значения различны для разных модальностей и органов чувств.

Предлагаемая модель удовлетворительно соответствует эмпирическим данным и дает теоретическое обоснование выбора диапазона шкал оценок и числа тестируемых стимулов, которые традиционно используются в опытах по субъективному шкалированию. Параметры, входящие в равенство (2), дают естественную классификацию различных модальностей.

Существует ли «геодезическая линия» в сенсорном пространстве?

Теперь, когда мы знаем ориентировочные границы сенсорного континуума, попытаемся установить последовательность дискретных значений $S_i (i = 0, 1, 2, \dots, N)$, которая наилучшим образом удовлетворяла бы этим границам. Ясно, что, найдя эту последовательность, мы установим и соответствующие точки \bar{F}_i на непрерывной шкале ощущений. Основным требованием при нахождении ряда S_i будет свойство мультипликативности переменной S , такое, что для любых последовательных членов этого ряда должно выполняться постоянство отношений:

$$\frac{S_{i-1}}{S_i} = \frac{S_i}{S_{i+1}}, \quad (3)$$

откуда, кстати говоря, следует постоянство приращений:

$$F_i - F_{i-1} = F_{i+1} - F_i = \Delta F = \text{const.} \quad (4)$$

Используя свойство (3), можно построить явный вид ряда S_i , но для этого, кроме $S_0 = 1$, необходимо задать, как минимум, еще два следующих члена. Для этого примем, что наименьшая оценка стимула равна единице, так что первый член ряда S_1 (с учетом значения S_0) будет равен 2. Наименьшее приращение оценки ΔS также равно единице, и ближайший $S_2 = 3$. Этого уже достаточно, чтобы найти следующие численные значения ряда S_i , пользуясь равенством (3).

Примем во внимание, что все члены ряда должны быть целыми числами, поэтому будем округлять получившиеся значения до ближайшего целого числа. Так как $S_2/S_1 = 1,5$, следующий член $S_3 = 1,5 S_2$ может быть 4 либо 5. Первое значение приводит к тривиальной последовательности, поскольку $S_i/S_{i-1} \rightarrow 1$. Поэтому $S_3 = 5$. Уточненное отношение $S_3/S_2 = 1,66$ дает ближайшее целое число $S_4 = 8$, откуда $S_4/S_3 = 1,6$ и $S_5 = 13$ и т. д. Постоянная отношения S_i/S_{i-1} очень быстро приближается к значению 1,618..., известному под названием золотого сечения и часто обозначаемому греческой буквой ϕ . Ряд, который при этом получается, носит название ряда Фибоначчи с той лишь разницей, что у последнего два первых члена равны 1. Золотое сечение и ряд Фибоначчи обнаруживаются в столь разнообразных проявлениях, что, по-видимому, являются некоторой фундаментальной закономерностью. Несмотря на экзотичность проявления этого ряда в том, что мы считаем психофизиологией, результат нашего анализа не столь неожидан, как это может показаться с первого взгляда. Но прежде чем высказать суждения на этот счет, рассмотрим некоторые следствия, вытекающие из подобной последовательности S_i .

Мы уже отмечали, что для различных модальностей комбинация из констант, входящих в уравнение Фехнера и Стивенса (1), располагается в ранжированный ряд, представляющий линейную зависимость от номера, под которым располагается та или иная модальность в этом ряду. Воспользовавшись полученным нами рядом S_i , нетрудно определить число классов N , которое укладывается в пределы численных оценок, указанные в табл. 1 (столбец $F^* = S^*$). Эти значения, приведенные в той же таблице, должны давать максимальное число стимулов, на которые может быть разбит физический континуум и для которых будут получены различные субъективные оценки. Этот вывод может быть подтвержден и экспериментально.

Интересное следствие обнаруживается при анализе величин F_i , соответствующих последовательности S_i . Мы уже неодно-

кратно подчеркивали, что чувственная переменная F непрерывна, и одному и тому же значению S_i соответствует некоторый интервал ΔF . Для дальнейших рассуждений равенство (2) удобно представить в конечных разностях:

$$\frac{\Delta S}{S} = \Delta F' \quad (5)$$

(здесь $\Delta F' = \frac{b}{a} \cdot \Delta F$). Уместно заметить, что одно из допущений Фехнера — переход от конечных приращений к бесконечно малым, неоднократно подвергавшийся критике, — в наших дальнейших построениях не требуется, так как соотношения (2) и равенство (5) подразумевают дискретные точки переменной F , хотя ощущения непрерывны (и в этом Фехнер прав, несмотря на незаконность примененного им математического приема!).

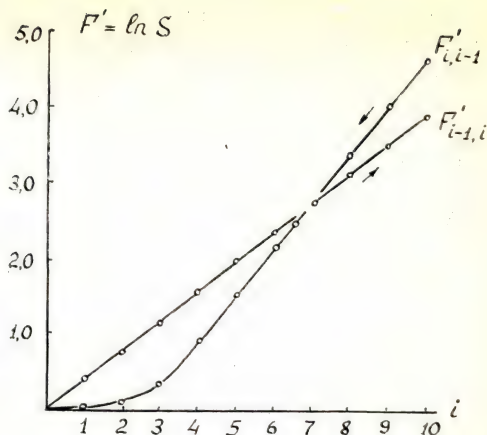
Каждому дискретному значению S_i в соответствующем ему интервале $\Delta F'$ должна найтись точка, которая удовлетворяла бы равенству (2). Находится ли эта точка в середине интервала $\Delta F'$ или же на его границе? Если бы такой вопрос решался экспериментально (а это, в принципе, возможно), то, вероятно, статистика дала бы какое-то значение F'_i , находящееся внутри $\Delta F'$. Но здесь следует обратить внимание на одно существенное обстоятельство. На границе перехода из класса S_{i-1} в класс S_i между S_{i-1} и S_i имеет место скачок ΔS , тогда как в точке этого скачка в силу непрерывности ощущения должно существовать единственное значение F' . Следовательно, в этой точке одному значению F' можно приписать две оценки S . Испытуемый должен, очевидно, сделать выбор между S_{i-1} и S_i . Выбор зависит, по-видимому, от направления изменений стимула в

Таблица 2

Расчетные величины сенсорных переменных при шкалировании стимулов возрастающей и убывающей интенсивности

i	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
S_i	1	2	3	5	8	13	21	34	55	89	144
$F'_{i-1, i}$	0	0,38	0,76	1,15	1,53	1,91	2,29	2,67	3,06	3,44	3,82
$F'_{i, i-1}$	0	-0,96	-0,34	0,27	0,89	1,51	2,13	2,75	3,36	3,98	4,6

Рис. 2. К теоретическому объяснению феномена гистерезиса: расчетные графики зависимости субъективной оценки от сенсорной переменной i при предъявлении стимулов в порядке возрастания и убывания (направление показано стрелками)



большую или меньшую сторону. Во многих опытах стимулы предъявляются в случайном порядке, и такая неоднозначность нивелируется. Но если проводить шкалирование стимулов, следующих по возрастающей, а затем прошкалировать те же стимулы в убывающей последовательности, то получится в общем случае неоднозначность, т. е. нечто подобное гистерезису. Феномен гистерезиса убедительно показан в работе [12].

Действительно, при движении в сторону возрастания

$$\frac{\Delta S}{S} = \frac{S_i - S_{i-1}}{S} = \Delta F'_{i-1, i} = 0,382,$$

при нисходящем шкалировании

$$\frac{\Delta S}{S} = \frac{S_{i-1} - S_i}{S_{i-1}} = -\Delta F'_{i, i-1} = -0,618.$$

Поэтому одному и тому же ряду S_i будут соответствовать две последовательности $F'_{i-1, i}$ и $F'_{i, i-1}$, как это показано в табл. 2. Первая из них находилась для восходящего направления, вторая — для обратного, начиная с условной точки $S = 100$, как это делалось в работе [12]. Ход кривых $F'_{i-1, i}$ и $F'_{i, i-1}$ представлен на рис. 2.

При построении графиков мы учли, что при нисходящем движении для отрицательных $F'_{i, i-1}$ не может быть соответствующих $S_i < 1$, так что для этих значений $F'_{i, i-1}$ ордината принималась равной 0.

Теоретические кривые хорошо воспроизводят качественный вид гистерезиса, получающийся при шкалировании яркости и громкости [12]. Расчетное различие в тангенсах угла наклона составляет 0,236, что весьма близко к данным этой статьи, где яркость давала 0,307, а для громкости получалось 0,247. Таким образом, одно из следствий, вытекающих из наших теоретических построений, подтверждается опытом. Феномен гистерезиса получает естественное объяснение.

Идеальной последовательности S_i должна находиться соответствующая последовательность стимульного ряда I_i :

$$\frac{I_i}{I_{i-1}} = \left(\frac{S_i}{S_{i-1}} \right)^{1/b} = \varphi^{1/b}.$$

Эти отношения для разных модальностей приведены в последнем столбце табл. 1. Если наши рассуждения не лишены основания, шкалирование последовательности стимулов, задаваемой этим отношением, должно давать экстремальные показатели (например, наименьшую среднеквадратичную ошибку уравнения регрессии, наилучшие соответствия распределений индивидуальных показателей распределению Пуассона и т. п.). Попутно заметим, что для модальностей, имеющих $b=1$ (положение точки, длина линии), идеальное соотношение определяется числом φ . Не этим ли объясняется использование золотых пропорций в классических произведениях живописи, скульптуры, символике (пентаграмма)?

В заключение этого раздела попробуем разобраться в психофизиологическом смысле золотого сечения φ и образуемой им последовательности, которую для краткости будем обозначать Φ . Число φ и ряд Φ наблюдается в живой природе при образовании различных биологических форм и структур. Золотое сечение обнаруживается в живописи, скульптуре, архитектуре, орнаменталистике и даже в музыке. Оно столь характерно для классических образцов изобразительных видов искусств, что можно с уверенностью сказать: это некоторый фундаментальный критерий нашего эстетического восприятия мира и вместе с тем один из принципов формообразования в живой природе. Заметим, кстати, что большое внимание к выяснению психофизического смысла золотого сечения проявлял Г. Фехнер. Именно он положил начало экспериментальной эстетике. Из опытов Фехнера и многочисленных позднейших наблюдений вытекает, что идеальной пропорцией, к которой стремится человек по критерию «приятного» или «наиболее красивого», действительно является соотношение, близкое в той или иной степени к величине φ . Однако субъективные суждения столь вариабельны, что найти эмпирическим путем достаточно точное значение этой идеальной

пропорции невозможно и, вероятно, нет необходимости. Во-первых, потому, что классические образцы композиций, опирающихся на золотое сечение, уже являются достаточным обобщением многовекового опыта эстетического восприятия. Во-вторых, потому, что из них нельзя разрешить дилемму: являются ли ϕ и Φ результатом наблюдений человека за природой (а именно так был открыт ряд Фибоначчи) и поэтому воспринимаются как высшее выражение гармонии или же они являются выражением внутренней организации, архитектоники воспринимающего аппарата — мозга.

Согласно первой точке зрения, эстетические критерии человека вырабатывались в процессе его культурного развития. По второй точке зрения эти критерии заложены в структурно-функциональной организации нашего мышления. Выбор той или иной методологической позиции и по сей день определяется мировоззрением ученого.

Открытие Г. Фехнером, а затем С. Стивенсом психофизических соотношений представляет, на наш взгляд, существенный шаг на пути познания имманентных законов восприятия и мышления, взаимоотношения чувственного и рационального. Введенное нами соотношение (2) между сенсорными переменными F и S , устанавливающее эту связь, есть внутренняя закономерность, свойства которой мы и пытались выяснить в предыдущих разделах. Эти свойства являются общими для всех органов чувств и для всех модальностей, которые можно оценить количественно.

Аддитивный характер F , мультипликативные свойства S , а также требование непрерывности сенсорного континуума — вот исходные посылки (точнее, их две, так как из аддитивности F следует мультипликативность S , и наоборот) анализа, который привел к получению ряда Φ . Для его явного вида мы вынуждены были сделать вполне допустимые, но не очевидные предположения о первых двух членах ряда (S_1 и S_2), однако это не играет существенной роли.

Каков же должен быть ответ на вопрос: является ли Φ некоторым «нравственным законом внутри нас» (по выражению И. Канта) или же это критерий гармонии, приобретенный в общении с живой природой и канонизированный в процессе культурного развития человека? Ответ таков. Если соотношение между чувственным и рациональным, непрерывным и дискретным выражается соотношением (2), а переменные F и S обладают аддитивно-мультипликативными свойствами, то ряд Φ есть некоторое предельное соотношение между чувственным и рациональным, «геодезическая линия» в сенсорном пространстве, описываемом координатами F , S и i , другими словами, после-

довательность Φ есть свойство архитектоники сенсорного пространства. Золотое сечение, задающее ряд Φ , — внутренний критерий, своеобразная точка отсчета чувства пропорции и гармонии.

Живая природа и совершенные творения человека — вот диапазон проявлений золотого сечения и образуемой им последовательности. Разумеется, мы не можем утверждать, но вправе думать, что ни один из принципов построения функционально-структурной организации живой материи не был «забыт» природой в процессе, приведшем к возникновению человека разумного. С другой стороны, золотые пропорции являются законами композиции, позволяющими органически сочетать совершенство форм с совершенством функциональных свойств конструкции. На протяжении многовековой истории культурного развития человека, включая и наше время, эти пропорции не только сохранили свое значение, но и стали предметом тщательного изучения и рационального использования. Все это свидетельствует о том, что число Φ , действительно, «работает» при нахождении оптимальных композиционных решений, т. е. выражает некоторый системный принцип целесообразности. Высокий эстетический потенциал нашего восприятия композиций, реализующих этот принцип, говорит о том, что он отвечает архитектонике нашего внутреннего сенсорного пространства и мышления. Это относится не только к зрительному восприятию. Имеются многочисленные примеры такого же эстетического отношения к музыкальным и литературным композициям. Интересно было бы выяснить, имеет ли место подобное при обонятельных и вкусовых ощущениях.

Заключение

Итак, мы рассмотрели возможности уравнивания (2), выводимого из презумпции сосуществования психофизических законов Фехнера и Стивенса.

Исключая формальным путем физическую переменную I , мы получили зависимость, связующую две сенсорные переменные F и S . Первая из них выражает интенсивность ощущения, вторая — его субъективную оценку. Если первая не может быть непосредственно измерена (если не считать электрофизиологических наблюдений на рецепторном уровне), то вторая может быть выражена в виде численных значений, хотя и носящих субъективный характер. В экспериментах по субъективному шкалированию удастся выяснить свойства переменной S . Благодаря этому можно судить и о свойствах переменной F , исполь-

зуя уравнение (2). Одним из таких важных свойств S является ее мультипликативность, что доказывается прямыми наблюдениями. Это в свою очередь обуславливает аддитивные свойства переменной F .

Аддитивно-мультипликативный характер связи F и S — важнейшая ее особенность. Из нее сразу же следует, что логарифмический вид фехнеровской зависимости может быть объяснен как соотношение, выражающее количество афферентной информации, поскольку аддитивность — основное требование, из которого выводится количественная мера информации.

Информационный смысл переменной F позволяет дать интерпретацию переменной S как количеству состояний анализирующей системы, необходимых и достаточных для «записи» всех возможных сообщений длиной F .

Таким образом, психофизиологическая зависимость (2) может рассматриваться как выражение информационной сущности сенсорных процессов.

Вместе с тем переменные F и S могут рассматриваться как некоторые координаты сенсорного пространства (или континуума), которое «заполняется» информацией о том или ином физическом воздействии на рецепторы. Из требования непрерывности сенсорного континуума вытекает, что соотношение (2) между непрерывно-чувственной переменной F и дискретно-счетной переменной S выражает собой счетную последовательность объемов $(\Delta F \cdot \Delta S)_i$, где $i=1, 2, \dots, N$ и N — еще один счетный параметр сенсорного пространства. «Соотношение неопределенности» $\Delta F \cdot \Delta S$ указывает, с какой вероятностью может быть определен сенсорный «образ» того или иного стимула. Непрерывность ощущения и его дискретная оценка должны приводить при выборочных наблюдениях либо к нормальному, либо к пуассоновскому распределению в зависимости от того, по какой из переменных (F или S) преимущественно характеризуется стимул. Это хорошо согласуется с распределением индивидуальных показателей, получаемых на больших выборках испытуемых [11].

Из уравнения (2) удастся получить предельные значения N , S^* , ограничивающие протяженность сенсорного континуума для разных модальностей. Получающиеся величины совпадают по порядку величины с тем, что наблюдается в опытах. Располагая граничными значениями $S(S_0=1, S_N=S^*)$ и примерными значениями N , можно было попытаться найти явный вид последовательности S_i . Поскольку каждый класс i сенсорного пространства характеризуется некоторой областью $(\Delta F \cdot \Delta S)_i$, внутри которой проекция соответствующего стимула может располагаться случайным образом, можно было предполагать, что внутри та-

ких областей существует «центр тяжести», точка наилучшего соответствия чувственного и рационального, аддитивного и мультипликативного, предел, к которому стягивалась бы эта область, если бы разрешающая способность сенсорной системы по F и S не была ограниченной. Соединяющая эти точки линия представляла бы собой своеобразную «геодезическую линию» в сенсорном пространстве. Так мы пришли к золотому сечению и ряду Фибоначчи.

Зная фундаментальное значение ϕ и Φ в формообразовании и композиции, можно предполагать, что они — выражение некоего общего принципа целесообразности системной организации и обнаружение ϕ и Φ в архитектонике сенсорного пространства — еще одно проявление этого принципа. Разумеется, необходима тщательная экспериментальная проверка реальности существования ряда в сенсорном пространстве. Пока это только гипотеза, вытекающая из наших теоретических построений.

Тем не менее открывающаяся этой гипотезой перспектива выглядит весьма заманчиво, поскольку она дает ключ к пониманию эстетического воздействия золотых соотношений. Оно обусловлено, по нашему мнению, ощущением консонанса, когда то, что воспринимается, соответствует тому, что мы называем архитектоникой сенсорного пространства. Можно было бы сказать по-другому: наше мировосприятие тем экономичнее, чем композиционно ближе воспринимаемый объект к «геометрии», в которой запечатляется его сенсорный образ.

ЛИТЕРАТУРА

1. Stevens S. S. To honour Fechner and repeal his law // Science. 1961. Vol. 133. P. 80.
2. Matthews B. H. C. The response of a single end organ // J. Physiol. (Gr. Brit.). 1931. Vol. 71. P. 64.
3. Hartline H. K., Graham C. H. Nerve impulses from single receptors in the eye // J. Cell. Comp. Physiol. 1932. Vol. 1. P. 277.
4. Galambos R., Davis H. The response of single auditory-nerve fibers to acoustic stimulation // J. Neurophysiol. 1943. Vol. 6. P. 39.
5. Управление, информация, интеллект / Под ред. А. И. Берга и др. М., 1976. С. 178.
6. Neuman J. von. The Computer and the Brain // Yale Univ. Press. New Haven, 1958. P. 82.
7. Рыбин И. А. Теоретические вопросы сенсорного восприятия // Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1982. С. 3.
8. Baird J. C., Noma E. Fundamentals of scaling and Psychophysics. N.Y., 1978. P. 44, 83.
9. Volkman J. A quantal model for psychological magnitude and differential sensitivity // Sensation and Measurement. Dordrecht; Boston, 1974. P. 177.

10. Teghtsoonian R. Range effects in psychophysical scaling and revision of Stevens' law // Amer. J. Psychol. 1973. Vol. 86. P. 3.

11. Рыбин И. А., Шамков Н. В., Лупандин В. И., Приходкина Л. И. О распределении индивидуальных показателей субъективной оценки громкости // Физиол. человека. 1983. Т. 9. С. 806.

12. Пажетнова Л. А., Терешина Л. А. Исследование психофизического гистерезиса // Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1982. С. 55.

«ЭФФЕКТ ДИАПАЗОНА» В ПСИХОФИЗИЧЕСКОМ ШКАЛИРОВАНИИ

Одним из интересных феноменов, достаточно часто наблюдаемых при субъективной оценке сенсорных сигналов, является так называемый «эффект диапазона». Он заключается в том, что крутизна психофизической функции субъективной оценки стимула (а следовательно, величина показателя степени функции Стивенса) имеет тенденцию уменьшаться при увеличении диапазона предъявляемых сигналов [1—5]. Эта закономерность легла в основу одной из шести моделей Пултона для оценки величины сигнала [6]. Снижение величины экспоненты обычно пытаются объяснить тем, что при увеличении «расстояния» между стимулами субъективная разница между ними недооценивается [2]. Впервые эта закономерность была отмечена Х. Холлингвортом [7], который назвал ее «центральной тенденцией». Сущность «центральной тенденции» состоит в том, что в своих оценках испытуемые тяготеют к некоторой средней величине, что укорачивает диапазон оценок. С другой стороны, этот феномен может быть объяснен наблюдающейся у испытуемых тенденцией использовать один и тот же ряд численных оценок для шкалирования разных диапазонов сенсорного стимула [5].

Несмотря на то что большинство исследователей отстаивает универсальность «эффекта диапазона» для стимулов разных сенсорных модальностей [6, 8], в литературе встречаются и противоположные сведения. Так, в работе А. Н. Лебедева и И. Ю. Мышкина [9] отмечается, что для оценки громкости звука ширина диапазона предъявляемых сигналов не оказывает существенного влияния на параметры степенной функции. В то же время авторы не отрицают возможности существования «эффекта диапазона» для стимулов других сенсорных модальностей.

Настоящая работа представляет собой результат большого цикла исследований, проведенных на кафедре физиологии человека и животных Уральского университета в 1979—1985 гг. В работе сделана попытка изучения и математического описания «эффекта диапазона» для стимулов девяти сенсорных модальностей. Автор приносит искреннюю благодарность студентам и

Таблица 1

Условия стимуляции и ширина диапазона стимулов
на I этапе исследований

Модальность	Условия стимуляции	Диапазон стимулов в абсолютных единицах	Логарифм диапазона
Основная серия			
Яркость	Световое пятно диаметром 3 угл. град.	0,8—12,5 лк 0,2—50 » 0,05—200 »	1,2 2,4 3,6
Громкость	Тональный звук с частотой 1 кГц	40—60 дБ 30—70 » 10—90 »	1,0 2,0 4,0
Вкусовое ощущение	Растворы лимонной кислоты 0,5 мл	0,1—0,25 моль 0,06—0,4 » 0,03—1,0 »	0,4 0,8 1,6
Тяжесть	Металлические цилиндры диаметром 10 см	200—501 г 126—794 » 50—1995 »	0,4 0,8 1,6
Частота звуковых щелчков	Звуковые щелчки длительностью 1 мс	2—5 Гц 1,3—8 » 0,5—20 »	0,4 0,8 1,6
Частота световых вспышек	Вспышки от фото-стимулятора ФС-02	2—5 Гц 1,3—8 » 0,5—20 »	0,4 0,8 1,6
Величина геометрических фигур	Черные круги на белом фоне на расстоянии 1 м	0,32—2,0 см ² 0,13—5,0 » 0,02—31,6 »	0,8 1,6 3,2
Контрольная серия			
Громкость	Тональный звук с частотой 1 кГц	40—60 дБ 30—70 » 20—80 » 10—90 »	1,0 2,0 3,0 4,0
Частота звуковых щелчков	Звуковые щелчки длительностью 1 мс би-наурально	2—5 Гц 1,3—8 » 0,8—13 » 0,5—20 »	0,4 0,8 1,2 1,6
Частота световых вспышек	Вспышки от фото-стимулятора ФС-02	2—5 Гц 1,3—8 » 0,8—13 » 0,5—20 »	0,4 0,8 1,2 1,6
Количество точек	Черные точки на белых картах размером 12×12 см	40—100 25—158 16—251 10—398	0,4 0,8 1,2 1,6
Длина линий	Черные линии толщиной 0,5 см на круглых картах	2,8—5,6 см 2—8 » 1,4—11,2 » 1,0—15,8 »	0,3 0,6 0,9 1,2

сотрудникам кафедры (Г. Н. Кузнецовой, Л. А. Терешинной, Т. В. Нифонтовой и Л. В. Богословской) за помощь в проведении экспериментов, а также заведующему кафедрой И. А. Рыбину за ценные указания при подготовке данной статьи.

Методика исследований

Цикл исследований включал в себя два этапа. На первом этапе (табл. 1) исследовалось изменение величины экспоненты функции Стивенса в зависимости от ширины диапазона при фиксированном числе стимулов в каждом диапазоне. Было проведено две серии опытов (основная и контрольная). В основной серии использовалось три стимульных диапазона, соотношение которых (в логарифмических единицах) составляло 1:2:4 (для яркости 1:2:3), а стимулы внутри каждого диапазона предъявлялись в порядке возрастания и убывания величины. В кон-

Таблица 2

Условия стимуляции, плотность стимульного ряда и число стимулов в диапазоне на II этапе исследований

Модальность	Условия стимуляции	Логарифм диапазона	Число стимулов	Плотность стимульного ряда
Яркость	Световое пятно диаметром 3 угл. град.	3,6	4	0,83
			7	1,67
			13	3,33
Яркость	Световое пятно диаметром 1 угл. град.	3,6	4	0,83
			7	1,67
			13	3,33
Громкость	Тональный звук с частотой 1 кГц от звукогенератора ЗГ-10 бинаурально	4,0	5	1,0
			9	2,0
			17	4,0
Вкусовое ощущение	Растворы лимонной кислоты в количестве 0,5 мл	2,4	4	1,25
			7	2,50
			13	5,00
Тяжесть	Металлические цилиндры диаметром 10 см разной массы	1,8	4	1,67
			7	3,33
			13	6,67
Частота звуковых щелчков	Щелчки длительностью 1 мс от стимулятора ЭСЛ-2 бинаурально	1,2	3	1,67
			5	3,33
			9	6,67
Частота световых вспышек	Вспышки от фото-стимулятора ФС-02 на расстоянии 1 м	1,2	3	1,67
			5	3,33
			9	6,67

трольной серии использовалось четыре диапазона с отношением их логарифмов 1:2:3:4, причем порядок предъявления сигналов внутри каждого диапазона был не последовательным, а случайным. И в той и в другой серии шкалирование осуществлялось методом оценки величины при сравнении со стандартом. Стандарт во всех случаях занимал среднее положение в диапазоне, и ему присваивалось численное значение «10». Оценка стимулов допускалась любыми целыми и дробными положительными числами, отличными от нуля. Стандартный стимул включался также и в число тестовых сигналов.

На втором этапе исследований (табл. 2) использовался фиксированный диапазон стимулов с переменным числом, а следовательно, с разной плотностью расположения сигналов в диапазоне. Стимулы предъявлялись в порядке возрастания и убывания величины. Оценка также осуществлялась методом сравнения со стандартом.

Всего в опытах принимали участие около 300 испытуемых в возрасте от 15 до 45 лет. Данные для каждой сенсорной модальности усреднялись по всем испытуемым. Методом наименьших квадратов с линейным уравнением регрессии в двойных логарифмических координатах определялась величина показателя степени функции Стивенса и строились графики зависимости величины экспоненты от ширины исследуемого диапазона при фиксированном числе стимулов, а также от плотности стимульного ряда в фиксированном диапазоне.

Результаты опытов и их обсуждение

1. Зависимость величины показателя степени психофизической функции от ширины исследуемого диапазона. На рис. 1 представлены кривые изменения величины показателя степени функции Стивенса от ширины исследуемого диапазона для стимулов разных сенсорных модальностей при их последовательном предъявлении (основная серия). Рис. 1А показывает, что для разных модальностей характер изменения экспоненты неодинаков. В то время как для оценки размера круга величина показателя степени практически не зависит от ширины диапазона (кривая параллельна оси абсцисс), для оценки яркости и громкости наблюдается незначительное снижение показателя степени (кривые близки к линейной функции), а для стимулов других модальностей (тяжесть, вкусовое ощущение, частота световых вспышек и звуковых щелчков) имеет место выраженное нелинейное снижение экспоненты. В то же время, при дополнительном логарифмировании

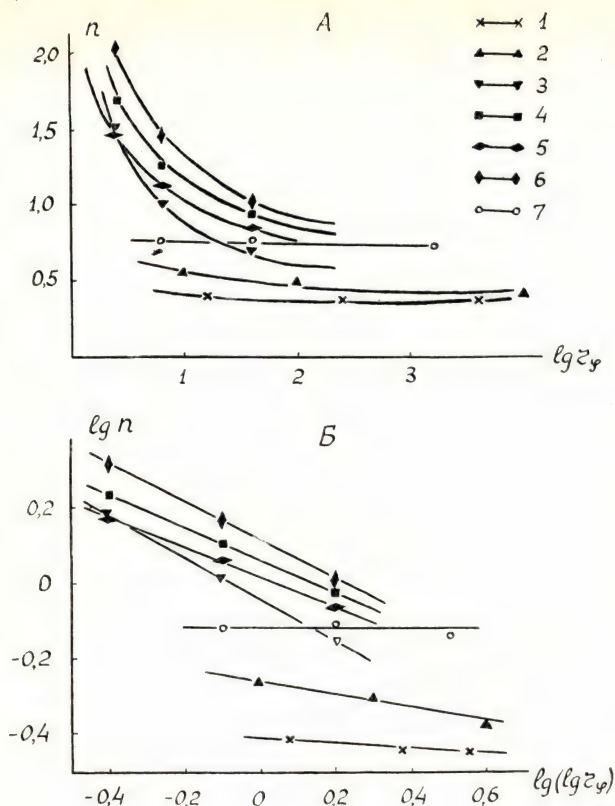


Рис. 1. Зависимость величины показателя степени психофизической функции от ширины исследуемого диапазона (предъявление стимулов в порядке возрастания и убывания величины):

$A - n = f(\lg r_\phi)$, $B - \lg n = f(\lg(\lg r_\phi))$;

1 — яркость ($D=3$ угл. град.), 2 — громкость, 3 — вкусовое ощущение, 4 — тяжесть, 5 — частота звуковых щелчков, 6 — частота световых вспышек, 7 — размер круга

осей координат все кривые становятся линейными функциями (рис. 1Б). Это означает, что, независимо от сенсорной модальности, величина показателя степени связана с диапазоном физических параметров стимула уравнением типа:

$$\log n = \log a_r - k_r \cdot \log(\log r_\phi), \quad (1)$$

Значения параметров функции $\lg n = \lg a_r - k_r \cdot \lg(\lg r_\phi)$
при последовательном предъявлении стимулов

Модальность	$\lg r_\phi$	$\lg(\lg r_\phi)$	n	$\lg n$	$k_r \pm \sigma_k$	a_r
Яркость	1,2	0,079	0,385	-0,415	$0,064 \pm 0,005$	0,39
	2,4	0,380	0,361	-0,442		
	3,6	0,556	0,360	-0,444		
Громкость	1,0	0	0,544	-0,264	$0,178 \pm 0,006$	0,55
	2,0	0,301	0,493	-0,307		
	4,0	0,602	0,426	-0,371		
Вкусовое ощущение	0,4	-0,398	1,505	0,178	$0,568 \pm 0,024$	0,90
	0,8	-0,097	1,022	0,009		
	1,6	0,204	0,700	-0,155		
Тяжесть	0,4	-0,398	1,689	0,228	$0,420 \pm 0,004$	1,15
	0,8	-0,097	1,268	0,103		
	1,6	0,204	0,944	-0,025		
Частота звуковых щелчков	0,4	-0,398	1,487	0,172	$0,397 \pm 0,003$	1,04
	0,8	-0,097	1,144	0,058		
	1,6	0,204	0,857	-0,067		
Частота световых вспышек	0,4	-0,398	2,044	0,310	$0,505 \pm 0,003$	1,29
	0,8	-0,097	1,460	0,164		
	1,6	0,204	1,015	0,006		
Размер круга	0,8	-0,097	0,762	-0,118	$0,006 \pm 0,015$	0,76
	1,6	0,204	0,778	-0,109		
	3,2	0,505	0,724	-0,140		

где n — показатель степени, r_ϕ — диапазон стимулов, k_r — коэффициент пропорциональности, a_r — константа. Отсюда следует, что величина экспоненты является степенной функцией логарифма физического диапазона стимулов:

$$n = \frac{a_r}{(\log r_\phi)^{k_r}}. \quad (2)$$

Параметры этой функции представлены в табл. 3.

Обращает на себя внимание высокий уровень корреляции между средним значением показателя степени n , с одной стороны, и параметрами k_r и a_r — с другой. Коэффициент корреляции $r_n, k_r = 0,804$ и $r_n, a_r = 0,996$ (во втором случае корреляция статистически значима). Это подтверждает точку зрения Р. Тетсуяна и М. Тетсуяна [10] о том, что показатель степени функ-

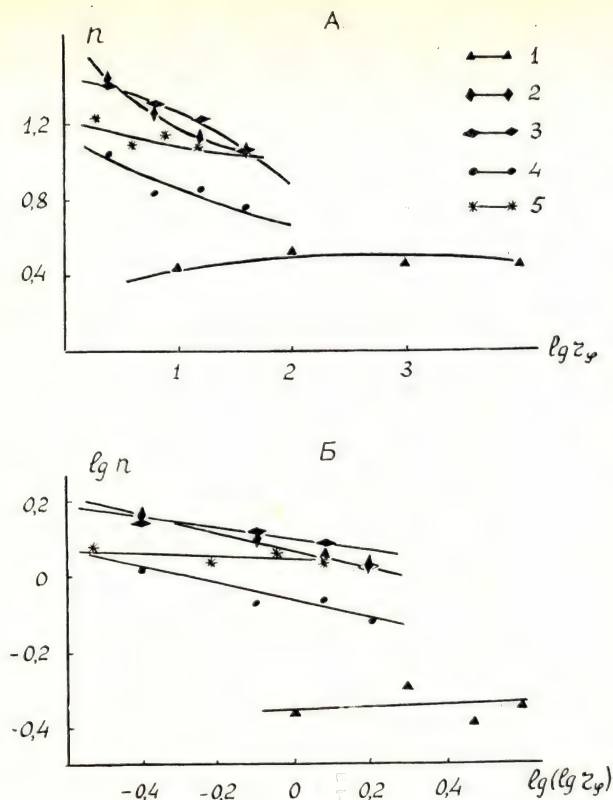


Рис. 2. Зависимость величины показателя степени психофизической функции от ширины исследуемого диапазона (случайное предъявление стимулов):

$A - n = f(\lg r_{\phi})$, $B - \lg n = f(\lg(\lg r_{\phi}))$:

1 — громкость, 2 — частота световых вспышек, 3 — частота звуковых щелчков, 4 — количество точек, 5 — длина линий

ции Стивенса может быть разложен на два компонента: «диапазон-зависимый» и «диапазон-независимый». В данном случае в качестве «диапазон-зависимого» компонента выступает показатель k_r , а «диапазон-независимого» — константа a_r .

Результаты контрольной серии (со случайным порядком предъявления сигналов), в общем, аналогичны вышеописанным (рис. 2). Однако при дополнительном логарифмировании результирующие кривые с меньшим приближением могут быть описаны линейными функциями, нежели в предыдущей (основной)

Таблица 4

Значения параметров функции $\lg n = \lg a_r - k_r \cdot \lg(\lg r_\phi)$
при случайном порядке предъявления стимулов

Модальность	$\lg r_\phi$	$\lg(\lg r_\phi)$	n	$\lg n$	$k_r \pm \sigma_k$	a_r
Громкость	1,0	0	0,439	-0,358	$-0,024 \pm 0,030$	0,45
	2,0	0,301	0,517	-0,287		
	3,0	0,477	0,461	-0,386		
	4,0	0,602	0,459	-0,338		
Частота световых вспышек	0,4	-0,398	1,432	0,156	$0,224 \pm 0,005$	1,17
	0,8	-0,097	1,253	0,098		
	1,2	0,079	1,115	0,047		
	1,6	0,204	1,056	0,024		
Частота звуковых щелчков	0,4	-0,398	1,399	0,146	$0,182 \pm 0,018$	1,21
	0,8	-0,097	1,302	0,115		
	1,2	0,079	1,223	0,087		
	1,6	0,204	1,062	0,026		
Количество точек	0,4	-0,398	1,040	0,017	$0,214 \pm 0,019$	0,84
	0,8	-0,097	0,840	-0,076		
	1,2	0,079	0,853	-0,069		
	1,6	0,204	0,750	-0,125		
Длина линий	0,3	-0,523	1,216	0,085	$0,066 \pm 0,015$	1,10
	0,6	-0,222	1,090	0,037		
	0,9	-0,046	1,150	0,061		
	1,2	0,079	1,089	0,037		

серии. Об этом свидетельствуют, в частности, большие значения ошибок σ_k (табл. 4) по сравнению с таковыми в табл. 3.

Табл. 4 показывает также, что значения параметра k_r функции $\lg n = \lg a_r - k_r \cdot \lg(\lg r_\phi)$ в контрольной серии значительно ниже по сравнению с основной. Это означает, что при случайном предъявлении сигналов «эффект диапазона» проявляется слабее, нежели при их предъявлении в порядке возрастания и убывания, в то время как разброс данных в первом случае выше. В принципе это понятно, так как шкалирование при случайном предъявлении стимулов существенно затрудняет ориентацию испытуемого в определении диапазона физических параметров стимула и тем самым ослабляет влияние «центральной тенденции».

2. Зависимость величины показателя степени психофизической функции от плотности стимульного ряда. Как отмечалось в наших предыдущих работах [11—13], увеличение плотности стимульного ряда (т. е. количества стимулов в фиксированном диапазоне) ведет к возрастанию показателя степени функции субъективной оценки. На

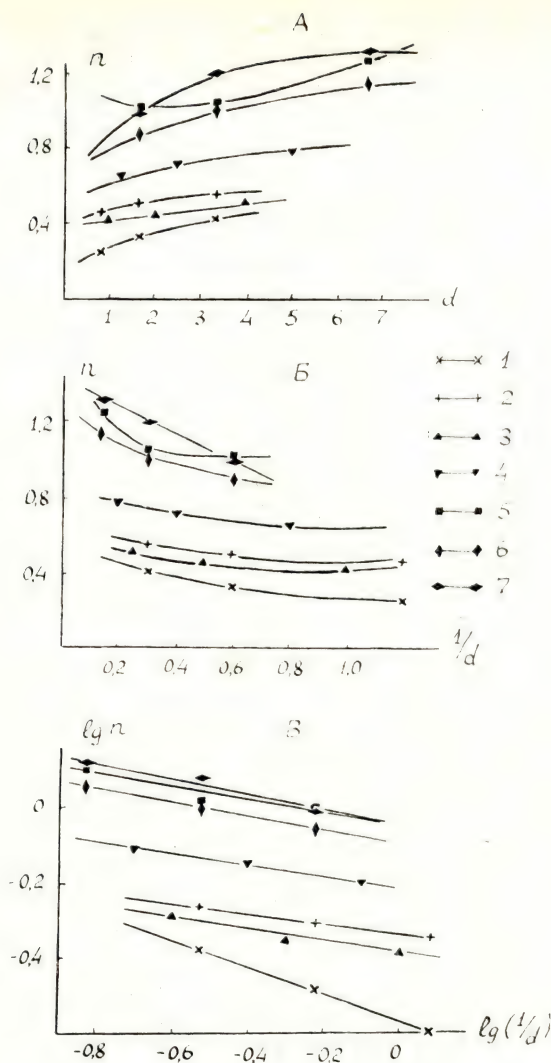


Рис. 3. Зависимость величины показателя степени психофизической функции от плотности стимулюемого ряда в фиксированном диапазоне:

A — $n=f(d)$, B — $n=f(1/d)$, B — $\lg n=f(\lg(1/d))$;
 1 — яркость ($D=3$ угл. град.), 2 — яркость ($D=1$ угл. град.), 3 — громкость, 4 — вкусовое ощущение, 5 — тягость, 6 — частота световых вспышек, 7 — частота звуковых щелчков

рис. 3А представлены кривые изменения показателя степени с увеличением плотности ряда для разных сенсорных модальностей. При этом параметр плотности стимульного ряда вычислялся как отношение числа межстимульных интервалов к логарифму диапазона стимулов: $d = (N - 1) / \lg r_{\Phi}$, где d — плотность стимульного ряда, r_{Φ} — ширина диапазона сигналов и N — число стимулов в диапазоне.

Рис. 3 показывает, что кривые изменения экспоненты для разных сенсорных модальностей неодинаковы: они могут быть почти линейными (как для громкости и оценки интенсивности вкусового ощущения), возрастающими с насыщением или, наконец, прогрессивно увеличивающими свою крутизну (рис. 3А). Таким образом, в координатах $n = f(d)$ не представляется возможным однозначное описание функций для разных модальностей.

С целью объяснения полученных данных мы предположили, что изменение крутизны психофизической функции с изменением плотности стимульного ряда имеет общую природу с «эффектом диапазона». В самом деле, несмотря на то, что общий диапазон стимулов во всех сериях опытов оставался постоянным (см. табл. 2), его можно рассматривать как совокупность (или математическую сумму) отдельных поддиапазонов, более или менее дискретно оцениваемых испытуемыми. В связи с тем что стимулы в серии предъявлялись в порядке возрастания и убывания величины, смежные стимулы с большой вероятностью должны были оцениваться по отношению друг к другу. Таким образом, $\lg r_{\Phi} = \sum \lg r'$, где число «микродиапазонов» r' соответствует числу межстимульных интервалов $(N - 1)$. Отсюда следует, что ширина межстимульного интервала («микродиапазона») $\lg r'$ соответствует отношению общего диапазона стимулов $\lg r_{\Phi}$ к числу интервалов $N - 1$: $\lg r' = \lg r_{\Phi} / (N - 1)$. Однако, поскольку $(N - 1) / \lg r_{\Phi} = d$, то $\lg r' = 1/d$. В связи с этим представляется целесообразным использовать в качестве аргумента функции не параметр d , а обратную величину $1/d$, т. е. исследовать характер функции $n = f(1/d)$. Эти функции представлены на рис. 3Б. Можно видеть, что все они нелинейны в этих координатах, однако приобретают более или менее единообразный вид (аналогично кривым на рис. 1А и 2А). По аналогии с исследованием «эффекта диапазона» мы провели второе логарифмирование осей координат и обнаружили, что результирующие кривые (рис. 3В) с хорошим приближением описываются линейными функциями типа:

$$\log n = \log a_d - k_d \cdot \log(1/d) = \log a_d + k_d \cdot \log d. \quad (3)$$

Таблица 5

Значения параметров функции $\lg n = \lg a_d + k_d \cdot \lg d$

Модальность	d	lg d	n	lg n	$k_d \pm \sigma_k$	a_d
Яркость (3 угл. град.)	0,83	-0,081	0,254	-0,595	$0,367 \pm 0,003$	0,26
	1,67	0,223	0,333	-0,478		
	3,33	0,522	0,423	-0,374		
Яркость (1 угл. град.)	0,83	-0,081	0,457	-0,340	$0,131 \pm 0,002$	0,46
	1,67	0,223	0,497	-0,304		
	3,33	0,522	0,548	-0,261		
Громкость	1,0	0	0,417	-0,380	$0,158 \pm 0,008$	0,43
	2,0	0,301	0,451	-0,346		
	4,0	0,602	0,519	-0,285		
Вкусовое ощущение	1,25	0,097	0,640	-0,194	$0,135 \pm 0,002$	0,57
	2,50	0,398	0,696	-0,157		
	5,00	0,699	0,771	-0,113		
Тяжесть	1,67	0,223	1,015	0,006	$0,155 \pm 0,017$	0,91
	3,33	0,522	1,052	0,022		
	6,67	0,824	1,256	0,099		
Частота световых вспышек	1,67	0,223	0,886	-0,053	$0,181 \pm 0,002$	0,81
	3,33	0,522	1,009	0,004		
	6,67	0,824	1,138	0,056		
Частота звуковых щелчков	1,67	0,223	0,989	-0,005	$0,205 \pm 0,013$	0,90
	3,33	0,522	1,200	0,079		
	6,67	0,824	1,311	0,118		

Таблица 6

Сравнение параметров психофизических функций при изменении диапазона и плотности стимульного ряда

Модальность	k_r	k_d	a_r	a_d
Яркость	0,064	0,367	0,39	0,26
Громкость	0,178	0,158	0,55	0,43
Вкусовое ощущение	0,568	0,135	0,90	0,57
Тяжесть	0,420	0,155	1,15	0,91
Частота световых вспышек	0,505	0,181	1,29	0,81
Частота звуковых щелчков	0,397	0,205	1,04	0,90
Коэффициент корреляции	-0,747		0,929	

Отсюда следует, что:

$$n = a_d \cdot d^{k_d} = a_d \left(\frac{N-1}{\log r_\phi} \right)^{k_d}. \quad (4)$$

Это подтверждает наше предположение общности «эффекта диапазона» и «эффекта плотности» стимульного ряда.

По данным табл. 5, так же как и при варьировании диапазона стимулов (табл. 3 и 4), обращает на себя внимание высокий уровень корреляции между величиной экспоненты n и параметром a_d : $r_{n,a} = 0,993$ ($P < 0,05$). В то же время между показателем степени n и коэффициентом k_d корреляция отрицательна ($r_{n,k} = -0,339$). Представляется также интересным сравнить между собой параметры k_r и k_d , а также a_r и a_d (табл. 6).

По данным табл. 6 обращает на себя внимание высокий коэффициент корреляции между константами a_r и a_d , т. е. относительная стабильность этого параметра для одной и той же сенсорной модальности. Это представляет определенный интерес, тем более что опыты по определению этих констант проводились в разное время и на разных испытуемых. Можно предположить, что параметр a не зависит от преобразований стимульного ряда и, по-видимому, является той основной составляющей показателя степени функции Стивенса, которая определяет значение экспоненты для каждой отдельной модальности.

Заключение

В соответствии с законом Стивенса, диапазон субъективных оценок сенсорного стимула линейно связан с диапазоном его физических характеристик в двойных логарифмических координатах:

$$\log r_\psi = n \cdot \log r_\phi + C. \quad (5)$$

Однако такое выражение справедливо только при шкалировании в фиксированном диапазоне стимулов. В то же время, когда испытуемый оценивает предъявляемые ему сигналы в разных диапазонах, это уравнение усложняется, так как $n \neq \text{const}$. Поскольку мы вывели математическое выражение, описывающее зависимость экспоненты n от диапазона r_ϕ , можно описать зависимость r_ψ от r_ϕ с учетом «эффекта диапазона». Так, если

$$n = \frac{a_r}{(\log r_\phi)^{k_r}} \text{ и } \log r_\psi = n \cdot \log r_\phi, \\ \log r_\psi = \frac{a_r}{(\log r_\phi)^{k_r}} \cdot \log r_\phi = a_r \cdot (\log r_\phi)^{1-k_r}. \quad (6)$$

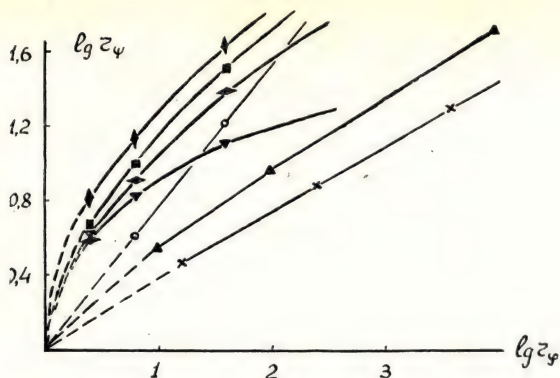


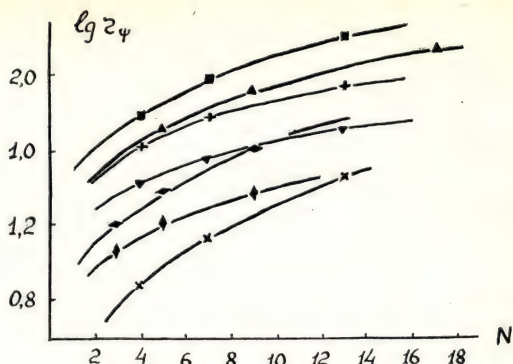
Рис. 4. Зависимость величины диапазона субъективных оценок (r_ψ) от ширины физического диапазона (r_ϕ) в двойных логарифмических координатах. Данные рассчитаны по формуле: $\lg r_\psi = a_r \cdot (\lg r_\phi)^{1-k_r}$. Обозначения те же, что и на предыдущих рисунках

Как мы выяснили, параметр a_r является «диапазон-независимым», поэтому форма функции $\log r_\psi = f(\log r_\phi)$ целиком определяется экспонентой $(1 - k_r)$, где $0 < k_r < 1$ (мы обнаружили лишь одно исключение из этого правила — для оценки громкости при случайном предъявлении стимулов, где $k_r = -0,024$, см. табл. 4). Таким образом, при шкалировании сигналов в переменном диапазоне имеет место дополнительная трансформация субъективных шкал (своеобразная «корректировка» функции Стивенса), степень которой непосредственно зависит от того, насколько параметр k_r отличается от нуля (или насколько $1 - k_r < 1$). Так, по данным табл. 3 можно видеть, что для оценки размера круга ($k_r = 0,006$, $1 - k_r = 0,994$) эта дополнительная трансформация весьма незначительна, т. е. $\log r_\psi$ связан с $\log r_\phi$ почти линейной зависимостью. В то же время, для оценки вкусового ощущения ($k_r = 0,568$, $1 - k_r = 0,432$) «корректировка» весьма существенна. Зависимость логарифма диапазона субъективных оценок от логарифма физического диапазона по данным табл. 3 показана на рис. 4.

С другой стороны, ширина субъективного диапазона зависит и от того, насколько физический диапазон насыщен стимулами. Так, из уравнения (4) следует, что

$$\log r_\psi = a_d \cdot \left(\frac{N-1}{\log r_\phi} \right)^{k_d} \cdot \log r_\phi = a_d \cdot (N-1)^{k_d} \cdot (\log r_\phi)^{1-k_d}. \quad (7)$$

Рис. 5. Зависимость величины диапазона субъективных оценок (g_ψ) от числа стимулов в фиксированном диапазоне физических величин (полулогарифмические координаты). Данные рассчитаны по формуле: $\lg g_\psi = a_d \cdot (N - 1)^{k_d} \cdot (\lg r_\varphi)^{1-k_d}$. Обозначения те же



В этом случае при $\log r_\varphi = \text{const}$ логарифм субъективного диапазона представляет собой степенную функцию числа предъявляемых сигналов в диапазоне:

$$\log r_\psi = a_d \cdot (N - 1)^{k_d} \cdot R, \quad (8)$$

где $R = (\log r_\varphi)^{1-k_d}$.

Зависимость логарифма субъективного диапазона от числа стимулов в фиксированном физическом диапазоне отражена на рис. 5.

Итак, «эффект диапазона» или (что, по-видимому, то же самое) «центральная тенденция» Холлингвортса могут быть описаны достаточно простыми математическими выражениями. Логический смысл этих выражений состоит в том, что в своих субъективных суждениях испытуемые стремятся найти оптимальное соотношение между субъективным численным рядом и физическими характеристиками сигналов. Для большинства сенсорных модальностей это проявляется в отставании численного диапазона от физического (если ориентироваться на закон Стивенса), поскольку $k_r < 1$. Связано ли это со стремлением испытуемых использовать для оценки достаточно ограниченный диапазон чисел, с которым они чаще всего сталкиваются в повседневной жизни, или здесь кроется другая причина, пока трудно сказать. По крайней мере, есть указания на то, что «эффект диапазона» проявляется не только для оценки, но и для установки (продуцирования) величины сигнала [10, 14]. Если такие же закономерности подтвердятся и для кросс-модального подбора (а такие работы сейчас ведутся в нашей лаборатории), то подоплеку «эффекта диапазона» следует искать за пределами

операций субъекта с численным рядом. Возможно, это — универсальный феномен, связанный с сенсорным восприятием вообще или с закономерностями когнитивной (мыслительной) деятельности субъекта.

ЛИТЕРАТУРА

1. Engen T. An evaluation of a method for developing ratio-scales // Amer. J. Psychol. 1956. Vol. 69, no. 1. P. 92—95.
2. Engen T., Levy N. The influence of context on constant-sum loudness judgments // Amer. J. Psychol. 1958. Vol. 71, no. 4. P. 731—736.
3. Künnapas T. M. Scales for subjective distance // Scand. J. Psychol. 1960. Vol. 1. P. 187—192.
4. Pradhan P. L., Hoffman P. J. Effect of spacing and range of stimuli on magnitude estimation judgments // J. Exp. Psychol. 1963. Vol. 66, no. 6. P. 533—541.
5. Jones F. N., Woskow M. J. Some effects of context on the slope in magnitude estimation // J. Exp. Psychol. 1966. Vol. 71, no. 2. P. 177—180.
6. Poulton E. C. The new psychophysics: Six models for magnitude estimation // Psychol. Bull. 1968. Vol. 69, no. 1. P. 1—19.
7. Holligworth H. L. The inaccuracy of movement // Arch. Psychol. 1909. No. 13.
8. Teghtsoonian R. Range effects in psychophysical scaling and revision Stevens' law // Amer. J. Psychol. 1973. Vol. 86, no. 1. P. 3—27.
9. Лебедев А. Н., Мышкин И. Ю. Психофизиологический смысл показателя степени в уравнении Стивенса // Психол. журн. 1981. Т. 5, № 2. С. 96—106.
10. Teghtsoonian R., Teghtsoonian M. Range and regression effects in magnitude scaling // Percept. a. Psychophys. 1978. Vol. 24(4). P. 305—314.
11. Лупандин В. И. Исследование психофизической функции субъективной оценки яркости: Дис. ... канд. биол. наук. Л., 1981.
12. Лупандин В. И., Рыбин И. А. Некоторые закономерности субъективной оценки сенсорного стимула // Возрастные аспекты моторно-висцеральных взаимоотношений при мышечной деятельности. Калинин, 1982. С. 32—38.
13. Лупандин В. И., Терешина Л. А. Зависимость шкалы субъективной оценки яркости от плотности стимульного ряда в исследуемом диапазоне // Вопр. психологии. 1982. № 3. С. 112—114.
14. Кузнецова Г. Н., Нифонтова Т. В. Исследование «эффекта регрессии» Стивенса — Гринбаума в разных диапазонах сенсорного стимула // В наст. сб.

ИССЛЕДОВАНИЕ «ЭФФЕКТА РЕГРЕССИИ» СТИВЕНСА — ГРИНБАУМА В РАЗНЫХ ДИАПАЗОНАХ СЕНСОРНОГО СТИМУЛА

Понятие «эффект регрессии» возникло из необходимости объяснить несовпадение результатов прямого шкалирования стимулов одной и той же сенсорной модальности двумя различными методами: методом оценки и методом установки (продуцирования) величины.

Тот и другой методы позволяют определить вид зависимости между величиной стимула и субъективной численной оценкой этой величины. В случае шкалирования методом оценки величины экспериментатор задает стимульный ряд, а испытуемый манипулирует с численным рядом — своими субъективными оценками. При использовании метода установки величины испытуемый оперирует со стимульным рядом — подбирает величину стимула в соответствии с предъявляемыми ему числами.

Казалось бы, связь между числом и величиной стимула в том и другом случае должна быть однозначной: это — степенная функция Стивенса [1—3]. Однако величина экспоненты степенной функции для метода оценки оказалась систематически более низкой, чем экспонента для метода установки [4]. С. Стивенс считал, что несовпадение показателей степени есть результат систематических ошибок, от которых не свободна ни одна процедура измерения. Истинный же показатель степени может быть получен путем усреднения экспонент, полученных для одной и той же модальности методом оценки и методом установки величины [5]. Источником же систематических ошибок измерения является, по мнению С. Стивенса и Г. Гринбаума [6], тенденция испытуемых укорачивать диапазон величин, находящихся под их контролем. Это и есть формулировка «эффекта регрессии».

Дальнейшими исследованиями [7] было показано, что большая величина экспоненты для метода установки и меньшая — для метода оценки наблюдается только при использовании достаточно широких диапазонов стимулов. В узких диапазонах это соотношение меняется на обратное. Отсюда следует, что

понятие «эффект регрессии» для объяснения несовпадения экспонент оценки и установки оказывается недостаточным и не объясняет закономерности психофизического шкалирования в узких диапазонах стимула. Возникает вопрос о связи показателей степени функции Стивенса с шириной диапазона стимулов.

Зависимость величины экспоненты от ширины диапазона стимулов известна достаточно давно и получила название «эффект диапазона» [8—11]. Суть его состоит в том, что чем шире диапазон стимулов, тем меньше величина экспоненты степенной функции.

Существует ли связь между «эффектом диапазона» и «эффектом регрессии»? В чем причина несовпадения показателей степени, полученных методом оценки и установки, и особенно-стей этого несовпадения для разных по ширине диапазонов? Исследованию этих вопросов посвящена данная работа.

Методика исследований

Исследовалось пять сенсорных модальностей: громкость тонального звука, частота звуковых щелчков, частота световых вспышек, количество точек на картах и длина линий.

В исследованиях каждой модальности в экспериментах участвовало 50 нетренированных испытуемых в возрасте от 17 до 27 лет (всего 250 человек). Опыт состоял из двух этапов. На первом из них (метод оценки) перед испытуемым стояла задача численно оценить стимулы, сгруппированные в четыре серии по пять стимулов в каждой. Значения стимулов и их диапазоны для каждой серии приведены в табл. 1. Шкалирование методом установки (второй этап) состояло в подборе испытуемым величины стимула в соответствии со значениями предъявляемых ему четырех серий чисел (табл. 1). Серии и стимулы внутри каждой серии чередовались в случайном порядке. Время предъявления каждого стимула — 3 с, интервалы между стимулами — 3 с, между сериями — 10 с.

При шкалировании громкости тонального звука в качестве стимулятора был использован звукогенератор ЗГ-10. Звук подавался на головные телефоны ТК-67-Н. При шкалировании методом установки испытуемый получал возможность манипулировать с регуляторами интенсивности звукового сигнала в отсутствие зрительного контроля.

При шкалировании частоты световых вспышек использовался фотостимулятор ФС-02. Испытуемый находился на расстоянии 2 м от матового экрана, на который проецировались вспышки света соответствующей частоты. При установке ча-

Таблица 1

Параметры стимульного и численного ряда, предъявляемые в эксперименте

Модальность	Физический параметр	Серия	Оценка величины						Установка величины					
			Логарифмы значений стимулов					Логарифм диапазона	Логарифмы чисел					Логарифм диапазона
			1	2	3	4	5		1	2	3	4	5	
Громкость	Уровень звукового давления, дБ над порогом	1	2,0	2,25	2,5	2,75	3,0	1,0	1,0	1,1	1,2	1,3	1,4	0,4
		2	1,5	2,0	2,5	3,0	3,5	2,0	0,8	1,0	1,2	1,4	1,6	0,8
		3	1,0	1,75	2,5	3,25	4,0	3,0	0,6	0,9	1,2	1,5	1,8	1,2
		4	0,5	1,5	2,5	3,5	4,5	4,0	0,4	0,8	1,2	1,6	2,0	1,6
Частота световых вспышек и звуковых щелчков	Частота, Гц	1	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,4	1,0	1,1	1,2	1,3	1,4	0,4
		2	0,1	0,3	0,5	0,7	0,9	0,8	0,8	1,0	1,2	1,4	1,6	0,8
		3	—0,1	0,2	0,5	0,8	1,1	1,2	0,6	0,9	1,2	1,5	1,8	1,2
		4	—0,3	0,1	0,5	0,9	1,3	1,6	0,4	0,8	1,2	1,6	2,0	1,6
Количество точек		1	1,6	1,7	1,8	1,9	2,0	0,4	1,6	1,7	1,8	1,9	2,0	0,4
		2	1,4	1,6	1,8	2,0	2,2	0,8	1,4	1,6	1,8	2,0	2,2	0,8
		3	1,2	1,5	1,8	2,1	2,4	1,2	1,2	1,5	1,8	2,1	2,4	1,2
		4	1,0	1,4	1,8	2,2	2,6	1,6	1,0	1,4	1,8	2,2	2,6	1,6
Длина линий, визуально	Длина, мм	1	1,45	1,52	1,6	1,68	1,75	0,3	1,45	1,52	1,60	1,68	1,75	0,3
		2	1,30	1,45	1,6	1,75	1,90	0,6	1,30	1,45	1,60	1,75	1,90	0,6
		3	1,15	1,38	1,6	1,82	2,05	0,9	1,15	1,38	1,60	1,82	2,05	0,9
		4	1,0	1,3	1,6	1,9	2,2	1,2	1,0	1,3	1,6	1,9	2,2	1,2

стоты испытуемый манипулировал двумя рукоятками плавной и грубой регулировки.

Шкалирование звуковых щелчков осуществлялось с помощью электростимулятора ЭСЛ-2, работающего в режиме подачи звукового сигнала (щелчки длительностью 1 мс) через головные телефоны ТК-67-Н.

Оценку количества точек испытуемый проводил после кратковременного (во избежание счета) предъявления тестовых карт размером 12×12 см, где на белом фоне в случайном порядке размещены черные точки. При шкалировании методом установки испытуемый имел возможность видеть весь набор тестовых карт. В этот набор помимо карт, использованных для оценки, входили карты с большим, меньшим и промежуточным количеством точек. Другими словами, число значений данного стимула было избыточным, что увеличивало возможность выбора.

Эти же принципы организации эксперимента были использованы в процедуре шкалирования длины линий. Черные центрированные линии шириной 5 мм были нанесены на круглые тестовые карты диаметром 20 см.

Полученные данные усреднялись по всем испытуемым отдельно для каждого диапазона изучаемой модальности.

Особо следует остановиться на процедуре вычисления экспоненты функции Стивенса. Величина показателя степени определялась методом наименьших квадратов по линейным уравнениям регрессии. При этом в качестве ряда независимых переменных для метода оценки выступает стимульный, а для метода установки — численный ряд. В этом случае значения экспоненты для оценки и установки при полном совпадении величин стимулов и их численных обозначений являются обратными величинами. Однако в целях удобства сравнения обоих методов Стивенс и другие исследователи используют прием поворота осей координат для метода установки, при этом в качестве аргумента функции, так же как и для метода оценки, выступают величины физических стимулов [1, 3, 4, 6, 7].

В нашей работе мы пользовались обоими способами вычисления показателя степени для метода установки (в зависимости от решаемой задачи). В том случае, когда нас интересовало сопоставление абсолютных значений показателей степени для обоих методов, использовалась методика Стивенса. В других случаях при вычислении экспоненты для метода установки в качестве независимой переменной выступал численный ряд.

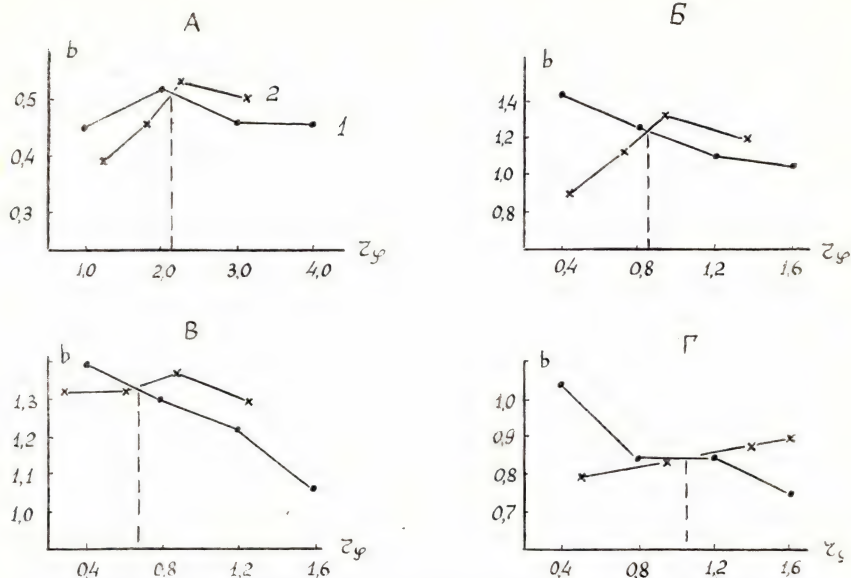


Рис. 1. Зависимость показателя степени функции Стивенса от диапазона физических стимулов для метода оценки и установки величины:

А — громкость тонального звука, Б — частота световых вспышек, В — частота звуковых щелчков, Г — количество точек;
1 — оценка величины, 2 — установка величины

Результаты опытов и их обсуждение

Для четырех модальностей (исключение составляет длина линий) при шкалировании в малых диапазонах наблюдаются большие значения экспоненты для оценки (b_e), чем для установки (b_p), и обратное соотношение при шкалировании в больших диапазонах (рис. 1). Это подтверждает результаты Р. Тетсуняна и М. Тетсунян [7], полученные для двух модальностей: громкости тонального звука и воспринимаемого расстояния.

Поскольку изменение величин экспонент отражает изменение соотношения зависимый/независимый диапазон, следует подробнее остановиться именно на этом соотношении и рассмотреть его для узких и широких диапазонов стимулов. Исходя из того что при шкалировании в узких диапазонах стимулов экспонента для оценки выше, чем для установки, а в широких — соотношение обратное, представим кривые зависимости между величиной стимула и численной оценкой в общем виде (рис. 2).

Для широких диапазонов стимулов кривая установки имеет

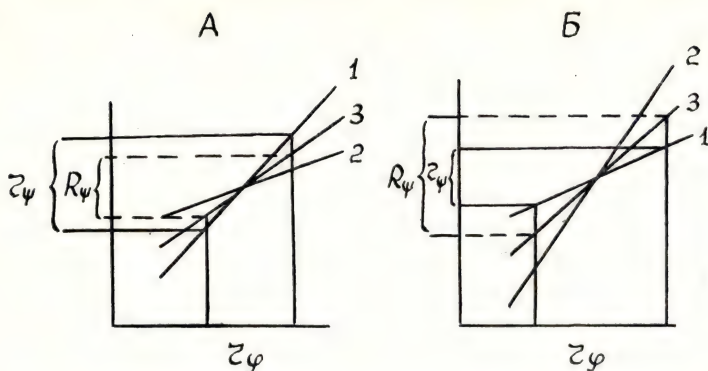


Рис. 2. Соотношение величин физического стимула и численной оценки для метода оценки (1) и установки величины (2) в узком (А) и широком (Б) диапазонах физических стимулов: 3 — теоретическая («истинная») кривая; R_ψ — «истинный» диапазон оценок, соответствующий заданному диапазону r_ϕ ; r_ψ — диапазон численных оценок

больший наклон, чем кривая оценки. Для узких диапазонов соотношение обратное. «Истинная» оценка есть среднее между значениями, полученными методом оценки и установки.

Теперь можно видеть, что для узких диапазонов стимулов не только не наблюдается сужения зависимого диапазона (r_ψ) по сравнению с «истинным» (R_ψ), как это подразумевает «эффект регрессии», но наоборот, происходит увеличение зависимого диапазона (r_ψ) по сравнению с «истинным» (R_ψ) (рис. 2А).

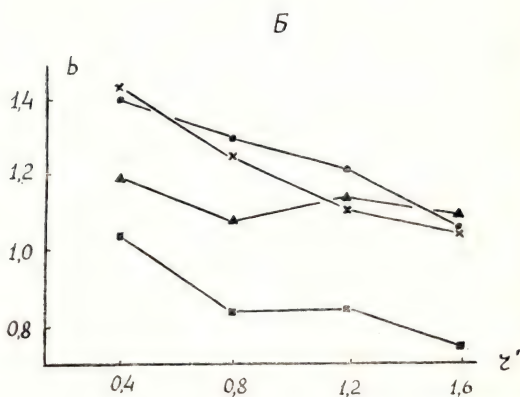
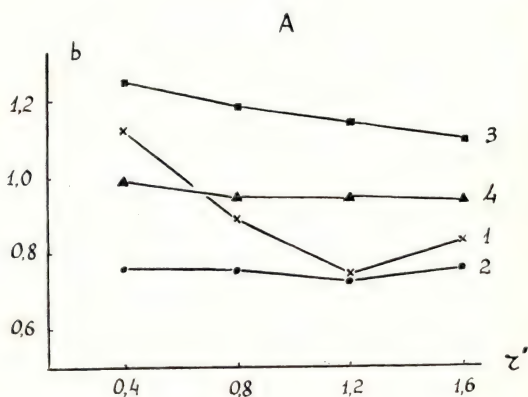
Таким образом, мы наблюдаем реверсию величины зависимого диапазона относительно точки пересечения кривых зависимости экспоненты от диапазона стимулов для оценки и установки. В точках пересечения, которые мы назвали «эквивалентными», показатели степени для оценки и установки равны (рис. 1). Согласно С. Стивенсу [4] и Л. Марксу [5], именно это значение экспоненты и является «истинным» для данной модальности.

Явление несовпадения экспонент для оценки и установки и изменение их соотношения при изменении диапазонов стимулов есть, по нашему мнению, отражение «эффекта диапазона». Этот эффект в нашем эксперименте проявляется практически для всех модальностей и обоих методов шкалирования. Аппроксимация кривых зависимости от диапазона независимых величин линейными функциями типа $b = k \cdot \lg r_\phi + a$ для большинства исследованных модальностей дает отрицательный коэффициент

Таблица 2

Значения коэффициента k в линейном уравнении $b = k \cdot \lg r_{\phi} + a$

Модальность	Оценка величины	Установка величины
Громкость звука	0,0004	$-0,532 \pm 0,003$
Частота вспыхек	$-0,316 \pm 0,006$	$-0,248 \pm 0,015$
Частота щелчков	$-0,272 \pm 0,004$	0,0002
Количество точек	$-0,214 \pm 0,007$	$-0,124 \pm 0,001$
Длина линий	$-0,083 \pm 0,009$	$0,050 \pm 0,0003$

Рис. 3. Изменение экспоненты функции Стивенса в зависимости от диапазона независимых переменных r' :

А — метод установки, Б — метод оценки величины;
 1 — частота вспыхек, 2 — частота щелчков, 3 — количество точек, 4 — длина линий

**Диапазоны стимулов и чисел и соответствующие им экспоненты
в «эквивалентных» точках для четырех модальностей**

Модальность	Γ_{Φ} , лог. ед.	Γ_{Ψ} , лог. ед.	b_e	b_p
Громкость	2,16	1,09	0,5	2,0
Частота вспышек	0,85	0,90	1,24	0,81
Частота щелчков	0,68	0,94	1,32	0,76
Количество точек	1,05	0,80	0,84	1,20

пропорциональности k . Исключение составляют оценка громкости и установка частоты звуковых щелчков (табл. 2).

Кривые зависимости экспоненты b от диапазона независимых величин представлены на рис. 3. В данном случае при вычислении показателя степени для метода установки в качестве независимой переменной использовался численный ряд. Прямо противоположные изменения показателя степени для метода установки на рис. 1 и 3 связаны с чисто формальными перестановками осей абсцисс и ординат, в сравнении с традиционной методикой Стивенса.

Поскольку «эффект регрессии» есть выражение зависимости показателя степени от диапазона независимых величин, причина, лежащая в основе несовпадения экспонент для методов оценки и установки и причина «эффекта диапазона», очевидно, одна и та же. В связи с этим следует вспомнить понятие «центральной тенденции» [12], из которого следует, что испытуемые в своих оценках тяготеют к некоторой средней величине, а также представления Ф. Джонса и М. Воскова об использовании испытуемыми одних и тех же оценок для шкалирования разных диапазонов сенсорного стимула [13].

Наши данные позволяют сделать предположение о том, что скорость изменения зависимого диапазона вслед за изменением диапазона независимых величин уменьшается по мере удаления в обе стороны от «эквивалентной точки», значение которой соответствует тому диапазону стимулов, к которому тяготеют испытуемые в своих оценках или подборе стимулов.

Выводы

1. При шкалировании стимулов четырех сенсорных модальностей (громкости тонального звука, частоты звуковых щелчков

и световых вспышек, количества точек) подтвердился вывод Р. Тетсуняна и М. Тетсунян о различных соотношениях экспонент, полученных методом оценки и установки в различных диапазонах стимулов: в узких диапазонах экспонента для метода оценки выше, чем для метода установки, в широких диапазонах соотношения обратные.

2. Для четырех исследованных модальностей обнаружены «эквивалентные» диапазоны зависимых и независимых от испытуемого величин, в которых функции Стивенса для оценки и установки совпадают.

3. «Эффект регрессии» в трактовке С. Стивенса и Г. Гринбаума справедлив только для достаточно широких диапазонов стимулов. При их значениях меньше «эквивалентного» наблюдается явление, обратное регрессии — расширение диапазона зависимых величин.

4. Для обоих методов шкалирования наблюдается снижение показателя степени с увеличением диапазона независимых величин — «эффект диапазона», отражением которого и является несовпадение экспонент оценки и установки.

ЛИТЕРАТУРА

1. Pitz G. E. Magnitude scales of line length // *Psychonom. Sci.* 1965. Vol. 2. P. 213—214.
2. Krueger L. E. Perceived numerosity // *Percept. a. Psychophys.* 1972. Vol. 11(1A). P. 5—9.
3. Green D. M., Luce R. D., Duncan J. E. Variability and sequential effects in magnitude production and estimation of auditory intensity // *Percept. a. Psychophys.* 1977. Vol. 22(5). P. 450—456.
4. Stevens S. S. *Psychophysics*. N.Y., 1975.
5. Marks L. E. *Sensory processes*. N.Y., 1974.
6. Stevens S. S., Greenbaum H. B. Regression effect in psychophysical judgment // *Percept. a. Psychophys.* 1966. Vol. 1. P. 439—446.
7. Teghtsoonian R., Teghtsoonian M. Range and regression effect in magnitude scaling // *Percept. a. Psychophys.* 1978. Vol. 24(49). P. 305—314.
8. Engen T. An evaluation of a method for developing ratio-scales // *Amer. J. Psychol.* 1956. Vol. 69, no. 1. P. 92—95.
9. Engen T., Levy N. The influence of context on constant-sum loudness judgments // *Amer. J. Psychol.* 1958. Vol. 71, no. 4. P. 731—736.
10. Poulton E. C. The new psychophysics: Six models for magnitude estimation // *Psychol. Bull.* 1968. Vol. 69, no. 1. P. 1—19.
11. Teghtsoonian R. Range effects in psychophysical scaling and revision of Stevens' law // *Amer. J. Psychol.* 1973. Vol. 86, no. 1. P. 3—27.
12. Holligworth H. L. The inaccuracy of movement // *Arch. Psychol.* 1909. No. 13.
13. Jones F. N., Woskow M. J. Some effects of context on the slope in magnitude estimation // *J. Exp. Psychol.* 1966. Vol. 71, no. 2. P. 177—180.

ШАМКОВ Н. В., РЫБИН И. А.,
МАЛОФЕЕВА Л. А., БЕРЛИМБЛЕ М. Д.

ОПЫТ ДВУМЕРНОГО ШКАЛИРОВАНИЯ НА ПРИМЕРЕ ПЛОЩАДИ И ЯРКОСТИ СВЕТОВОГО ПЯТНА

Необходимость исследований по многомерному и полимодальному шкалированию обусловлена тем, что оценка одной переменной стимула представляет собой предельно упрощенную модель реального восприятия, так как даже самый «элементарный» стимул обладает целым набором параметров (количества, качества, места, времени и др.) и воспринимается как некоторый сенсорный образ. Оценка стимула только по одному его параметру искусственно отделяет изучаемый признак от других значимых характеристик сигнала, хотя, в действительности, информация, на основании которой дается эта оценка, обусловлена всем сенсорным образом.

Первая в психофизике попытка количественного изучения полимодального восприятия была предпринята П. П. Лазаревым в 1905 г. (цит. по: [1]). Используя одновременное предъявление звука и света и измеряя величину едва заметного прироста ощущения, он получил «обобщенный закон Фехнера»:

$$Y = a \cdot \ln X_1 + b \cdot \ln X_2 + Y_0,$$

где Y — величина ощущения, X_1 — интенсивность звука, X_2 — сила света; a , b и Y_0 — постоянные.

В 50—60-е годы С. Стивенс выступил с ревизией основного психофизического закона Фехнера и предложил степенную форму связи силы физического фактора и величины ощущения. Функция Стивенса, хорошо аппроксимируя большинство экспериментальных кривых психофизических соотношений, оперирует лишь одной характеристикой стимула при условии константности остальных независимых переменных. В этой связи в целях расширения выведенной С. Стивенсом психофизической закономерности за пределы одномерного случая представляется необходимым исследовать степень зависимости оценок одной характеристики сигнала от вариаций другой.

В ряде психофизических работ доказано, что зависимость субъективных оценок яркости и площади от физических пере-

менных носит характер степенной функции [2, 3]. Показатель степени для функции яркости постоянен или незначительно варьирует в диапазонах освещенностей 5—3500 лк [4], длительностей предъявления 1—5 с [5, 6], при изменении спектрального состава тестового светового пучка и локализации изображения на сетчатке [7—9], а также при шкалировании световых пятен значительных размеров ($>0,2$ град.) [2, 10, 11]. Это указывает на практическую независимость оценок от влияния ряда других факторов сложного стимула, задаваемых во всех цитируемых работах параметрически. Хорошая изученность вопроса, нашедшая отражение в обилии непротиворечивых результатов, и предопределила выбор нами двумерного шкалирования яркости и площади, когда, в отличие от предшествующих опытов, в тестовом стимуле одновременно варьировались обе переменные в качестве экспериментальной иллюстрации к обобщенному закону Стивенса.

Известно, что психофизическая связь при вариациях одной характеристики стимула, выражаемая степенной функцией Стивенса, имеет вид линейной зависимости в двойных логарифмических координатах:

$$Y = Y_0 + bX,$$

где X — логарифм значений оцениваемой величины, Y — логарифм субъективных оценок, b — постоянная (показатель степени), Y_0 — начальная точка шкалы оценок, соответствующая $X=0$.

Для субъективной оценки площади и яркости светового пятна при параметрическом задании одной из переменных соответствующие уравнения регрессии по аналогии с только что приведенным будут иметь следующий вид:

$$Y_1 = Y_{01} + b_1 \cdot X_1 \text{ и } Y_2 = Y_{02} + b_2 \cdot X_2, \quad (1)$$

где Y_1 — шкала площадей, Y_2 — шкала яркостей, X_1 — логарифмы задаваемых площадей при X_2 постоянном, X_2 — логарифмы задаваемых яркостей при X_1 постоянном.

Естественно предположить, что для зависимости субъективной оценки какой-либо одной переменной стимула при одновременных и независимых друг от друга вариациях обеих характеристик линейный вид уравнений должен сохраниться:

$$\left. \begin{aligned} Y_1 &= Y_{01} + b_{11} \cdot X_1 + b_{12} \cdot X_2 \\ Y_2 &= Y_{02} + b_{21} \cdot X_1 + b_{22} \cdot X_2 \end{aligned} \right\}, \quad (2)$$

где b_{ij} ($i, j=1, 2$) — искомые коэффициенты пропорциональности (показатели степени); Y_{01} и Y_{02} — ординаты, соответствующие $X_1=0$ и $X_2=0$.

Нахождение явного вида уравнения (2) путем статистической обработки данных группового эксперимента позволяет оценить степень влияния варьируемых характеристик на оценку одной из них. При отсутствии такого влияния коэффициенты b_{12} и b_{21} должны быть пренебрежимо малы и уравнения (2) перейдут в уравнения (1). Значимые величины b_{12} и b_{21} свидетельствовали бы о целостном характере восприятия и оценки той или другой субмодальности стимула.

Методика исследований

В опытах приняли участие 57 испытуемых обоего пола в возрасте 15—27 лет, которые были разделены на две группы: 40 и 17 человек (соответственно группы N_1 и N_2). Различия в процедуре экспериментов сводились к тому, что в группе N_2 порядок как предъявления, так и сочетания обеих варьируемых характеристик сигнала был индивидуален для каждого испытуемого, в группе N_1 он был одинаковым для всех.

С каждым испытуемым проводился один опыт, состоящий из четырех серий по 11 стимулов в каждой.

I серия — оценка площади \bar{X}_1 каждого из световых пятен, освещенность которых \bar{X}_2 (370 лк) постоянна. Здесь и далее знак « \sim » будет означать варьируемую в опыте переменную, а знак « $-$ » — постоянную, задаваемую параметрически.

II серия — оценка яркости \bar{X}_2 каждого из световых пятен, площадь которых \bar{X}_1 (1,8 см²) постоянна.

III серия — оценка площади каждого светового пятна. В каждом стимуле варьируется как площадь, так и освещенность — \bar{X}_1 и \bar{X}_2 . Порядок их сочетания выбран случайным образом.

IV серия — оценка яркости каждого светового пятна. В каждом стимуле вместе с освещенностью меняется и площадь; сочетание \bar{X}_1 и \bar{X}_2 также случайно.

Согласно устной инструкции, даваемой перед каждой серией, испытуемые должны были сначала просмотреть весь ряд стимулов в серии, а во время повторного их предъявления количественно оценить каждый из них в соответствии с приведенной выше схемой. Допускались оценки любыми положительными (целыми или дробными) числами, отличными от нуля, пропорционально субъективному ощущению.

Опыты проводились в затемненной камере после 5 мин темновой адаптации перед каждой экспериментальной серией. Испытуемого помещали на расстоянии 1,5 м от матового экрана, на который с помощью диапроектора и набора из 11 нейтральных светофильтров подавались световые сигналы освещенно-

стью 5,75—5800 лк (3 лог. ед., «шаг» 0,3 лог. ед.). Для уменьшения зрительной усталости испытуемого в процессе длительного опыта световой луч окрашивался в синий цвет с помощью светофильтра (445 нм). Изменения площади круглого тестового пятна в диапазоне 0,08—7,94 см² (2 лог. ед., «шаг» 0,2 лог. ед.) регулировались ирисовой диафрагмой. Контраст изображения оставался постоянным для всех стимулов. Время предъявления стимула в серии составило 5 с, интервалы между ними — 10 с. Промежутки между сериями — 5 мин.

Оценки и значения оцениваемых характеристик переводились в десятичные логарифмы. Наименьшие значения логарифмов освещенности и площади принимались равными нулю и служили начальными точками отсчета физических переменных. Индивидуальные показатели степени b_1 и b_2 в уравнении (1) серий I и II, коэффициенты b_{11} , b_{12} , b_{21} и b_{22} в уравнении (2) серий III и IV, а также индивидуальные ординаты Y_{01} и Y_{02} находились методом наименьших квадратов. Вычислялась корреляция между парами индивидуальных коэффициентов b_1 и b_2 , b_1 и b_{11} , b_2 и b_{22} , b_{11} и b_{22} , Y_{01} и Y_{02} в сериях I и II, I и III, II и IV, III и IV. Групповые данные анализировались по среднему арифметическому.

Результаты опытов и их обсуждение

В табл. 1 приведены данные по субъективному шкалированию площади и яркости в сериях I—IV и явный вид расчетных уравнений регрессии (в нижней части таблицы), а также вычисленные по ним значения субъективных оценок площади и яркости соответственно Y'_1 и Y'_2 для группы N_1 . Группа испытуемых N_2 представлена в табл. 1 только уравнениями регрессии вида (1) для I и II серий и вида (2) для III и IV серий.

В табл. 2 даны величины среднеквадратичного отклонения для параметров уравнений (2) в обеих группах испытуемых N_1 и N_2 .

Из табличных данных видно, что величина b_{12} в уравнениях регрессии для оценок площади (серия III), равная $0,01 \pm 0,03$ для N_1 и $0,02 \pm 0,04$ для N_2 , статистически недостоверна, что показывает относительную независимость оценок площади от вариаций освещенности тестового пятна в выборках с постоянным и индивидуальным порядком предъявления и сочетания оцениваемых переменных.

Аналогичным образом подтверждается относительная независимость оценок яркости от вариаций площади: коэффициенты

Таблица 1

**Результаты шкалирования площади и яркости
и аппроксимирующие их уравнения линейной регрессии**

I (\bar{X}_1, \bar{X}_2)			II (\bar{X}_2, \bar{X}_1)			III (\bar{X}_1, \bar{X}_2)				IV (\bar{X}_1, \bar{X}_2)			
X_1	Y_1	Y_1'	X_2	Y_2	Y_2'	X_1	X_2	Y_1	Y_1'	X_1	X_2	Y_2	Y_2'
Группа N_1													
0,8	0,47	0,47	1,8	0,72	0,73	1,6	2,1	0,89	0,87	1,8	1,5	0,70	0,72
2,0	1,06	1,09	0	0,31	0,23	0,8	0,6	0,41	0,39	0,8	0,3	0,30	0,39
0	0	0,06	3,0	1,00	1,06	2,0	3,0	1,14	1,11	0,4	2,4	0,94	0,95
1,2	0,71	0,68	1,2	0,60	0,56	1,2	0	0,59	0,61	0	0,9	0,57	0,53
0,4	0,29	0,27	2,4	0,89	0,89	0,4	2,4	0,18	0,17	1,0	0	0,25	0,31
1,8	0,97	0,99	0,3	0,24	0,31	1,4	1,5	0,74	0,75	0,4	2,1	0,88	0,86
1,4	0,77	0,78	0,9	0,53	0,48	0,2	0,9	-0,02	0,04	1,6	3,0	1,05	1,11
0,6	0,40	0,37	2,1	0,84	0,81	1,0	2,7	0,52	0,52	2,0	0,6	0,54	0,48
1,0	0,59	0,58	1,5	0,73	0,64	0,6	1,8	0,35	0,28	0,6	1,8	0,80	0,78
1,6	0,86	0,89	0,6	0,44	0,40	1,8	0,3	1,01	0,97	1,2	1,2	0,66	0,63
0,2	0,12	0,16	2,7	1,00	0,98	0	1,2	-0,13	-0,08	0,2	2,7	0,94	1,01
$Y_1' = 0,06 + 0,51X_1$			$Y_2' = 0,23 + 0,28X_2$			$Y_1' = -0,09 + 0,59X_1 + 0,01X_2$				$Y_2' = 0,29 + 0,02X_1 + 0,26X_2$			
Группа N_2													
$Y_1' = -0,07 + 0,65X_1$			$Y_2' = 0,24 + 0,36X_2$			$Y_1' = -0,20 + 0,58X_1 + 0,02X_2$				$Y_2' = -0,11 + 0,01X_1 + 0,38X_2$			

Таблица 2

**Значения среднеквадратичных отклонений для коэффициентов
уравнения регрессии (2)**

Серия III			Серия IV		
S_{b11}	S_{b12}	S_{Y01}	S_{b21}	S_{b22}	S_{Y02}
<i>Группа N₁</i>					
0,15	0,03	0,49	0,10	0,09	0,57
<i>Группа N₂</i>					
0,15	0,04	0,45	0,09	0,13	0,32

Примечание: S_{Y0j} , S_{bij} — среднеквадратичные отклонения показателей Y и b .

b_{21} (серия IV), равные $0,02 \pm 0,10$ для N_1 и $0,01 \pm 0,10$ для N_2 , статистически неотличимы от нуля.

Сопоставление показателей b_1 и b_2 (серии I и II) с соответствующими коэффициентами b_{11} и b_{22} (серии III и IV): $b_1 = 0,51$, $b_{11} = 0,59$ (для N_1), $b_1 = 0,65$, $b_{22} = 0,57$ (для N_2) и $b_2 = 0,28$, $b_{22} = 0,26$ (для N_1), $b_2 = 0,36$, $b_{22} = 0,38$ (для N_2) — показывает, что их различия находятся в пределах среднеквадратичных отклонений (см. табл. 2), следовательно, несущественны. Эти различия между группами N_1 и N_2 при сравнении полученных значений показателя степени для яркости (коэффициенты b_2 и b_{22}) могут быть объяснены влиянием последовательностей предъявления, тем более что межгрупповое среднее арифметическое этих коэффициентов приблизительно равно значению 0,33, приводимому в классической работе С. Стивенса [3]. Следует отметить, что коэффициенты b_1 и b_{11} для обеих групп несколько ниже приводимого в литературе значения экспоненты для оценки площади, равного 0,7 [3], что, возможно, объясняется выбранным диапазоном размеров тестовых пятен.

Сравнение опытных Y_1 и Y_2 с расчетными значениями Y_1' и Y_2' , как по уравнениям (1), так и по уравнениям (2), показывает хорошее совпадение в средней и верхней частях исследованных диапазонов вариации площади и освещенности. Наибольшие расхождения опытных и расчетных данных наблюдались в области минимальных значений стимулов. Подобный феномен отмечен у большинства кривых психофизических отношений при одномерном шкалировании [12, 13].

Таким образом, статистический анализ результатов двумерного шкалирования подтверждает литературные данные относительно независимой оценки яркости светового пятна от его площади, задаваемой параметрически. Аналогичных психофизических работ по исследованию зависимости оценки площади от изменений освещенности в доступной нам литературе не обнаружено.

Этим, однако, не исчерпывается информация, полученная из анализа данных по двумерному шкалированию. К интересным заключениям приводят результаты изучения коррелятивных связей между параметрами индивидуальных уравнений регрессии (1) и (2). В табл. 3 приведены значения коэффициентов корреляции между Y_{01} и Y_{02} и показателем степени индивидуальных уравнений регрессии в первой (N_1) и второй (N_2) группах испытуемых и для всей выборки в целом (N).

Высокие и близкие друг другу коэффициенты корреляции индивидуальных Y_{01} и Y_{02} свидетельствуют о взаимосвязи начальных точек отсчета оценок площади и яркости у испытуемых во всех сериях опытов. Иными словами, большинство испы-

Значения парных коэффициентов корреляции для параметров уравнений регрессии (1) и (2)

$r [Y_{01} (I) Y_{02} (II)]$			$r [Y_{01} (I) Y_{01} (III)]$			$r [Y_{02} (II) Y_{02} (IV)]$			$r [Y_{01} (III) Y_{02} (IV)]$		
N_1	N_2	N	N_1	N_2	N	N_1	N_2	N	N_1	N_2	N
0,87	0,76	0,84	0,93	0,90	0,89	0,88	0,90	0,86	0,88	0,87	0,81
$r [b_1 (I) b_2 (II)]$			$r [b_1 (I) b_{11} (III)]$			$r [b_2 (II) b_{22} (IV)]$			$r [b_{11} (III) b_{22} (IV)]$		
N_1	N_2	N	N_1	N_2	N	N_1	N_2	N	N_1	N_2	N
0,72	0,59	0,69	0,67	0,50	0,55	0,43	0,72	0,66	0,53	0,42	0,44

Примечание: r — коэффициенты корреляции; в квадратных скобках указаны параметры, между которыми находились эти коэффициенты; остальные обозначения те же, что и в табл. 1.

туемых имеет «излюбленное» число, которое присваивается наименьшему по силе стимулу в каждой серии, независимо от оцениваемой характеристики, порядка предъявления и сочетания стимулов.

Подобную картину, казалось бы, следовало ожидать и для сопряженности индивидуальных показателей степени, поскольку, исходя из относительной независимости оценок площади и яркости для выборочных средних в сериях III и IV, уравнение (2) для этих переменных переходит в уравнение (1), а в сериях экспериментов по одномерному шкалированию разных мер и модальностей должна существовать высокая корреляционная связь между индивидуальными показателями степени оцениваемых переменных [14].

Однако между некоторыми коэффициентами корреляции обнаруживаются существенные различия (см. табл. 3). Так, при независимой оценке площади и яркости (серии I и II) коэффициент корреляции между b_1 и b_2 для всей выборки-испытуемых составляет $0,69 \pm 0,07$, а при двумерном шкалировании соответствующие показатели степени b_{11} и b_{22} имеют коэффициент корреляции $0,44 \pm 0,11$. Таким образом, различие между обоими коэффициентами корреляции статистически достоверно. Следовательно, индивидуальный масштаб оценок (определяемый показателями степени) претерпевает у испытуемых заметные изменения при переходе от одномерного шкалирования к двумерному. Это значит, что несмотря на независимость групповых показателей степени шкалирования площади и ярко-

сти от перехода к вариациям одновременно обеих характеристик, индивидуальные отношения к оценке той и другой переменной изменяются в сторону большей дивергенции, что приводит к уменьшению корреляции между b_{11} и b_{22} по отношению к b_1 и b_2 .

Указанный факт наводит на мысль о существовании индивидуальных особенностей ассоциативного восприятия, которые маскируются в среднегрупповых показателях. Вопрос о типологической гетерогенности произвольно выбранного контингента испытуемых уже ставился в связи с анализом распределений индивидуальных показателей степени субъективного шкалирования громкости [15]. В этой работе было показано существование по крайней мере трех групп испытуемых, различающихся по масштабу и характеру оценок. Возможно, что и в наших опытах имели место проявления подобной гетерогенности. Однако ограниченный объем выборки не позволил провести более детальный анализ этого факта.

Заключение

Итак, результаты опыта по двумерному шкалированию при одновременных вариациях площади и яркости светового пятна позволяют подвести следующие итоги. Среднегрупповые показатели степени не претерпевают существенных изменений при переходе от одномерного шкалирования к двумерному: оценка яркости и площади в обоих случаях осуществляется независимо. В то же время индивидуальные особенности восприятия стимулов с несколькими варьирующими переменными, по-видимому, не столь однозначны, но для более определенных суждений требуются дальнейшие исследования.

Наконец, необходимо отметить, что отсутствие взаимного влияния выбранных нами характеристик при двумерном шкалировании отнюдь не означает отсутствия «сцепления» других субмодальностей и межмодального взаимодействия. Поэтому представляется целесообразным проведение экспериментов с другими парами переменных, результаты которых дали бы возможность получить значимые коэффициенты b_{12} и b_{21} в уравнении (2) и, таким образом, определить долю участия каждой варьируемой переменной в индивидуальных субъективных оценках.

ЛИТЕРАТУРА

1. Лазарев П. П. О взаимном влиянии органов зрения и слуха // Лазарев П. П. Соч. М., 1957. Т. 1. С. 57.

2. *Mansfield R. J. W.* Brightness function: Effect of area and duration // J. Opt. Soc. Amer. 1973. Vol. 63, no. 8. P. 913.
3. *Stevens S. S.* Psychophysics. N.Y., 1975.
4. *Лупандин В. И., Рыбин И. А.* Исследование степенной функции Стивенса для восприятия яркости // Физиол. журн. 1980. Т. 66, № 11. С. 1640.
5. *Osaka N.* Brightness exponent as a function of flash duration and retinal excentricity // Percept. a. Psychophys. 1981. Vol. 30 (2). P. 144.
6. *Stevens S. S.* Duration, luminance and the brightness exponent // Percept. a. Psychophys. 1966. Vol. 1. P. 96.
7. *Ekman G., Künnapas T.* Brightness of monochromatic light in scotopic and photopic vision // J. Psychol. 1962. Vol. 53. P. 319.
8. *Marks L. E.* Brightness and retinal locus: Effect of target size and spectral composition // Percept. a. Psychophys. 1971. Vol. 9 (1A). P. 26.
9. *Marks L. E.* Brightness as a function of retinal locus // Percept. a. Psychophys. 1966. Vol. 1. P. 335.
10. *Hanes R. M.* Suprathreshold area brightness relationships // J. Opt. Soc. Amer. 1951. Vol. 41, no. 1. P. 28.
11. *Raab D. H.* Magnitude estimation of the brightness of foveal stimuli // Science. 1962. Vol. 135, no. 3497. P. 42.
12. *Reynolds G. S., Stevens S. S.* Binaural summation of loudness // J. Acoust. Soc. Amer. 1960. Vol. 32, no. 10. P. 1337.
13. *Verrillo R. T., Fraiodi A. J., Smyth R. L.* Sensation magnitude of vibrotactile stimuli // Percept. a. Psychophys. 1969. Vol. 6 (6A). P. 366.
14. *Wanschura R. G., Dawson W. E.* Regression effect and individual power functions over sessions // J. Exp. Psychol. 1974. Vol. 102. P. 806.
15. *Рыбин И. А., Шамков Н. В., Лупандин В. И., Приходкина Л. И.* О распределении индивидуальных показателей субъективной оценки громкости // Физиол. человека. 1983. Т. 9, № 5. С. 806.

ДИНАМИКА ПСИХОФИЗИЧЕСКИХ ШКАЛ СУБЪЕКТИВНОЙ ОЦЕНКИ СЕНСОРНОГО СТИМУЛА В ПРОЦЕССЕ ПОВТОРЕНИЯ ЭКСПЕРИМЕНТА

Одним из важных вопросов в изучении индивидуальных особенностей испытуемых в психофизическом шкалировании является вопрос об изменении индивидуальных шкал в процессе повторения опытов. Исследование данного вопроса имеет достаточно большую историю и началось с работы С. Фернбергера [1], однако до сих пор ему уделяется незаслуженно мало внимания в психофизической литературе. Ряд авторов [1, 2] обнаружил, что в процессе повторения опытов испытуемые увеличивают точность суждений, дают более устойчивые оценки и меньше подвергаются влиянию контекста (процедуры) эксперимента. В данном случае речь идет не о тренировке испытуемых в полном смысле слова (поскольку в большинстве экспериментов по шкалированию не используется обратная связь с коррекцией оценок), а о выработке оптимальной стратегии, связанной с оценкой сенсорного сигнала. У. Доусон с соавторами [3, 4, 5] обнаружил высокую корреляцию индивидуальных показателей степени между повторениями эксперимента, причем было показано, что интервалы между повторениями не оказывают существенного влияния на величину коэффициента корреляции (последнее свидетельствует о незначительной роли долговременной памяти в психофизическом шкалировании). Высокий уровень корреляции между параметрами степенной функции в процессе повторения опытов был получен и другими исследователями [6—9]. В то же время в работе М. Тетсунян и Р. Тетсуняна [10] было показано, что корреляции экспонент степенных функций оценки площади и длины являются статистически значимыми только между 2-м и 3-м опытами (при ежедневном повторении эксперимента), затем уменьшаются и становятся недостоверными. Дальнейшие исследования [11] внесли определенные коррективы в это утверждение. Так, было отмечено, что для оценки громкости корреляция оставалась значимой в течение достаточно длительного периода (при интервалах между опытами более одной недели). Однако незначи-

тельные изменения в инструкции (например, изменение модуля) приводили к снижению корреляции даже при коротких перерывах между опытами. Таким образом, вопрос о динамике субъективных шкал остается спорным и требует дальнейшей проверки.

Необходимо отметить, что во всех цитируемых работах не уделялось достаточного внимания изменению субъективных шкал каждого отдельного индивидуума. В литературе имеются лишь указания на высокую устойчивость индивидуальных шкал в процессе повторения опытов [9]. В то же время представляется достаточно важным вопрос о том, стабилизируются ли индивидуальные шкалы в процессе повторения эксперимента, вырабатывается ли аналогичная стратегия оценок у всех испытуемых или индивидуальные различия не сглаживаются и т. д. Настоящая работа посвящена исследованию данных вопросов применительно к шкалированию стимулов двух сенсорных модальностей—громкости тонального звука и тяжести поднимаемого груза.

Методика исследований

В опытах принимали участие 40 испытуемых, каждый из которых участвовал в десяти последовательных опытах с интервалом между ними от 1 до 10 дней. Таким образом, всего было проведено 400 психофизических опытов (200 по шкалированию громкости и столько же — по шкалированию тяжести).

Все испытуемые были разделены на две группы по 10 человек для оценки стимулов каждой модальности. Порядок предъявления стимулов для испытуемых первой группы был неизменным во всех опытах, для второй группы — в каждом последующем эксперименте изменялся случайным образом. Условия опыта были следующими.

1. Шкалирование громкости. Испытуемый размещался в звукоизолированной камере. Тональный звук частотой 1 кГц подавался со звукогенератора ЗГ-10 на головные телефоны ТДС-3. Длительность звуковых сигналов соответствовала 1 с, интервалы между ними составляли 5 с. Использовались 7 интенсивностей звука, соответствующих 30, 40, 50, 60, 70, 80 и 90 дБ (в единицах уровня звукового давления над порогом), предъявляемых в нерегулярном порядке. В инструкции, с которой испытуемый знакомился перед началом опыта, указывалось, что он должен оценивать громкость каждого звука количественно, любыми целыми или дробными положительными числами, отличными от нуля, при условии: величина оценки

должна быть пропорциональна воспринимаемой громкости. Шкалирование проводилось без использования стандартного стимула — это обуславливало максимальную свободу в выборе оценок. Стимульный ряд предъявлялся дважды с интервалом в 10 с: в первый раз для ознакомления, во второй — для оценки. Ответы давались в словесной форме; контакт испытуемого с экспериментатором осуществлялся через переговорное устройство.

2. Шкалирование тяжести. Набор грузов представлял собой 7 металлических цилиндров диаметром 10 см, градуированных по массе в логарифмической прогрессии с шагом 0,3 лог. ед. Масса грузов составляла, соответственно, 31,6, 63,1, 126, 251, 501, 1000 и 1995 г. Испытуемый оценивал тяжесть цилиндров без зрительного контроля, приподнимая его над столом пальцами, причем локтевой сустав был фиксирован на поверхности стола. Время оценки каждого груза составляло 3—5 с и жестко не лимитировалось; интервалы между предъявлениями грузов составляли 5 с. Инструкция была аналогичной вышеописанной, условия опыта соответствовали таковым при оценке громкости звука.

Результаты опытов обрабатывались отдельно для каждого испытуемого; кривые субъективной оценки аппроксимировались степенной функцией Стивенса, их параметры рассчитывались методом наименьших квадратов. В качестве критериев динамики субъективных шкал использовались следующие показатели: 1) усредненная величина экспоненты и ошибки регрессии степенной функции для каждого отдельного эксперимента; 2) величина стандартного отклонения усредненных экспонент; 3) «модуль вариаций» показателя степени; 4) коэффициенты корреляции между индивидуальными показателями степени в следующих друг за другом опытах.

Результаты опытов и их обсуждение

В табл. 1 приведены основные параметры психофизических функций для первой группы испытуемых (при неизменном порядке предъявления сигналов в каждом опыте). Графически изменение различных параметров функций представлено на рис. 1—6.

По данным рис. 1 можно видеть, что величина экспоненты для оценки стимулов обеих модальностей относительно стабильна на протяжении всех 10 опытов и не имеет тенденции к систематическому снижению или повышению. Незначительные вариации показателя степени от опыта к опыту имеют харак-

Таблица 1

**Параметры функций субъективного шкалирования
для испытуемых первой группы**

Модальность	№ опыта	Показатель степени				Ошибка регрессии
		p_{\min}	p_{\max}	\bar{p}	s_p	
Громкость	1	0,22	0,70	0,47	0,16	0,14
	2	0,32	1,08	0,55	0,24	0,18
	3	0,28	0,59	0,45	0,11	0,16
	4	0,31	0,98	0,47	0,20	0,12
	5	0,22	0,95	0,47	0,22	0,11
	6	0,28	0,94	0,48	0,22	0,12
	7	0,28	0,67	0,44	0,11	0,08
	8	0,28	0,77	0,49	0,15	0,12
	9	0,30	0,74	0,49	0,19	0,17
	10	0,28	0,72	0,50	0,16	0,17
Тяжесть	1	0,70	1,46	1,08	0,27	0,12
	2	0,65	1,83	1,07	0,39	0,17
	3	0,58	1,49	1,03	0,34	0,11
	4	0,74	1,60	1,11	0,29	0,13
	5	0,68	1,64	1,01	0,35	0,12
	6	0,71	2,08	1,16	0,39	0,15
	7	0,74	1,83	1,04	0,34	0,11
	8	0,79	1,74	1,11	0,36	0,12
	9	0,72	1,68	1,02	0,34	0,11
	10	0,78	1,78	1,16	0,29	0,13

Примечание: p_{\min} и p_{\max} — минимальное и максимальное значения показателя степени, встречающиеся в группе испытуемых, \bar{p} — усредненное значение показателя степени, s_p — стандартное отклонение.

тер случайных изменений и не превышают величины стандартного отклонения. Как показывает рис. 2, в целом эта величина (s_p) не уменьшается в процессе повторения опытов, т. е. не наблюдается тенденции выбора единой шкалы для всех испытуемых. В то же время обращает на себя внимание некоторая «ритмичность» изменения этого параметра. Можно видеть, по крайней мере, два минимума, соответствующих 3—4-му и 7-му опытам. Возможно, эта ритмичность в определенной степени отражает изменение стратегии испытуемых в процессе повторения эксперимента, причем момент изменения стратегии оценки должен сопровождаться рассогласованием индивидуальных шкал и, соответственно, изменением величины стандартного отклонения.

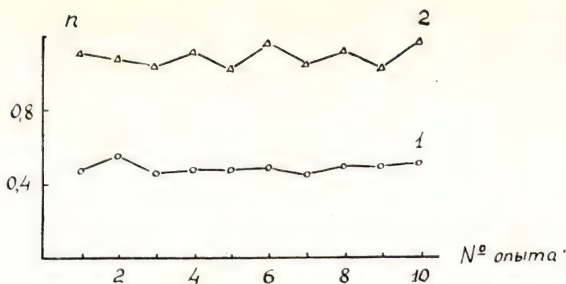


Рис. 1. Изменение усредненного показателя степени в процессе повторения опытов для 1-й группы испытуемых:

1 — шкалирование громкости, 2 — шкалирование тяжести

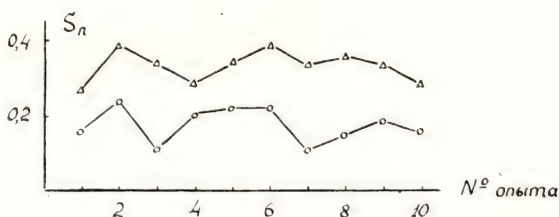


Рис. 2. Изменение величины стандартного отклонения показателя степени в процессе повторения опытов для 1-й группы испытуемых. Обозначения те же, что на рис. 1

Рис. 3 показывает, что величина ошибки регрессии степенной функции в процессе повторения опытов изменяется немонотонно (по-видимому, случайным образом). Это дает основания полагать, что повторение опытов в целом не улучшает точности суждений или, по крайней мере, не приближает функции шкалирования к «идеальной» степенной зависимости по Стивенсу.

Для того чтобы выяснить, насколько стабилизируются индивидуальные шкалы в процессе повторения эксперимента, мы ввели в качестве одного из критериев динамики шкалирования «модуль вариаций» (V) показателя степени, соответствующий модулю разности двух индивидуальных экспонент в двух следующих друг за другом опытах. Другими словами, если в первом эксперименте показатель степени психофизической функции

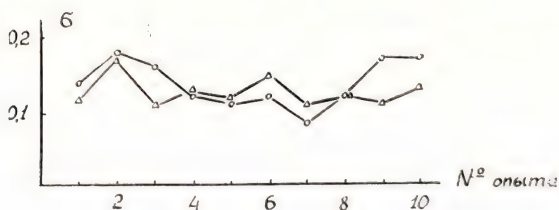


Рис. 3. Изменение величины ошибки регрессии степенной функции Стивенса в процессе повторения опытов для 1-й группы испытуемых. Обозначения те же

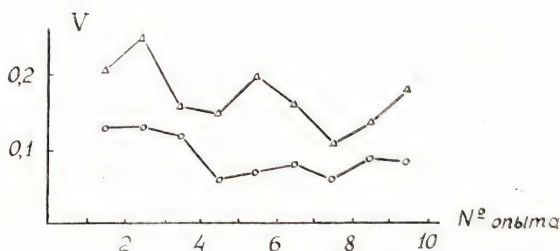


Рис. 4. Изменение величины модуля вариаций в процессе повторения опытов для 1-й группы испытуемых. Обозначения те же

для данного испытуемого равен p_1 , во втором — p_2 и в третьем p_3 , то: $V_{12} = |p_1 - p_2|$, $V_{23} = |p_2 - p_3|$ и т. д. Модуль вариаций вычислялся отдельно для каждого испытуемого, а затем усреднялся по группе для каждой повторности опыта. Рис. 4 показывает изменение этого параметра в процессе повторения эксперимента. Можно видеть лишь слабую тенденцию к снижению модуля (по крайней мере, для обеих модальностей $V_{9,10} < V_{12}$). В то же время обращает на себя внимание (так же, как и на рис. 2) определенная ритмичность изменения модуля, причем его минимальные значения соответствуют V_{45} и V_{78} . Можно выделить два периода (1—4-й и 5—7-й опыты), в которых происходит снижение модуля, т. е. некоторая стабилизация психофизических функций.

Рис. 5 отражает изменение коэффициента корреляции индивидуальных экспонент между последующими опытами (r_{12} , r_{23} и т. д.). Можно видеть, что он достаточно высок между первым и вторым опытом ($r_{12} \approx 0,75$), затем снижается на протя-

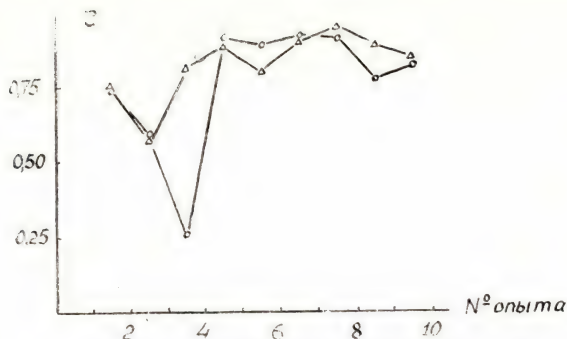


Рис. 5. Изменение коэффициента корреляции между индивидуальными показателями степени в последующих опытах для 1-й группы испытуемых. Обозначения те же



Рис. 6. Зависимость коэффициента корреляции между показателями степени в последующих опытах от длительности интервала между опытами (1-я группа испытуемых). Обозначения те же

жения одного-двух опытов и снова повышается, достигая высоких значений (0,8—0,9 и более). Этот факт согласуется с данными ряда авторов [3, 4] и противоречит данным М. Тетсунян и Р. Тетсуняна [10], которые нашли, что коэффициент корреляции в процессе повторения опытов прогрессивно снижается. Объяснение этого факта представляется затруднительным, тем более что авторы использовали более короткие интервалы между повторениями опытов (24 часа), чем в наших исследованиях (от 1 до 10 дней). В то же время рис. 6 показывает отсутствие какой-либо однозначной тенденции в изменении коэффициента корреляции в зависимости от интервала между

**Параметры функций субъективного шкалирования
для испытуемых второй группы**

Модальность	№ опыта	Показатель степени				Ошибка регрессии
		n_{\min}	n_{\max}	\bar{n}	s_n	
Громкость	1	0,28	0,95	0,53	0,25	0,15
	2	0,30	1,04	0,58	0,30	0,21
	3	0,30	0,87	0,49	0,19	0,17
	4	0,24	1,06	0,52	0,26	0,14
	5	0,29	0,98	0,51	0,21	0,13
	6	0,25	0,70	0,50	0,16	0,12
	7	0,28	1,21	0,57	0,30	0,22
	8	0,28	0,74	0,46	0,16	0,17
	9	0,27	0,95	0,51	0,23	0,15
	10	0,20	0,67	0,43	0,15	0,12
Тяжесть	1	0,53	1,17	0,76	0,26	0,13
	2	0,43	1,12	0,77	0,29	0,16
	3	0,56	1,28	0,88	0,31	0,19
	4	0,55	1,23	0,88	0,27	0,18
	5	0,49	1,26	0,93	0,34	0,15
	6	0,52	1,07	0,82	0,23	0,16
	7	0,43	0,94	0,71	0,21	0,18
	8	0,62	1,04	0,86	0,19	0,15
	9	0,45	0,87	0,73	0,20	0,13
	10	0,55	1,16	0,88	0,29	0,19

Примечание. Обозначения те же, что и в табл. 1.

последующими опытами, что согласуется с точкой зрения о малой роли долговременной памяти в шкалировании.

Параметры функций психофизического шкалирования для второй группы испытуемых представлены в табл. 2 и графически — на рис. 7—11.

Рис. 7, который отражает изменение среднего значения экспоненты в процессе повторения опытов, в общем, аналогичен рис. 1. Можно видеть, что величина показателя степени меняется случайным образом, и эти изменения не превышают величины стандартного отклонения.

На рис. 8, так же как и на рис. 2, прослеживается некоторая ритмичность изменения s_n , которая выражена не так отчетливо, как для первой группы испытуемых.

Рис. 9 показывает, что величина ошибки регрессии степенной функции так же, как и на рис. 3, меняется немонотонно

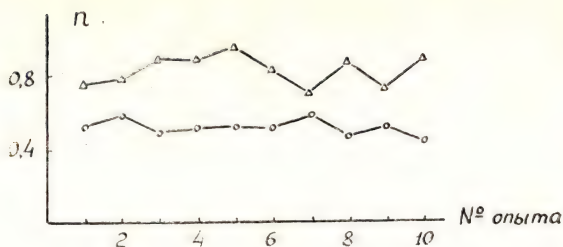


Рис. 7. Изменение усредненного показателя степени в процессе повторения опытов для 2-й группы испытуемых. Обозначения те же

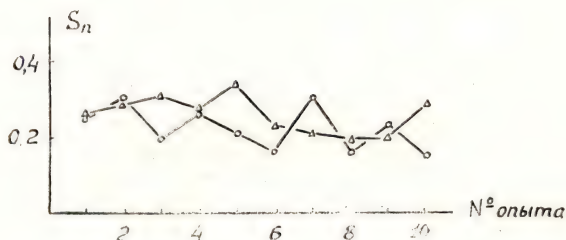


Рис. 8. Изменение величины стандартного отклонения показателя степени в процессе повторения опытов для 2-й группы испытуемых. Обозначения те же

и не обнаруживает достоверного снижения в процессе повторения эксперимента.

Рис. 10, который, как и рис. 4, отражает динамику изменения модуля вариаций показателей степени, обнаруживает определенную ритмичность, максимумы и минимумы которой, тем не менее, не совпадают с таковыми для первой группы испытуемых.

Наконец, представляется интересным сравнить между собой кривые на рис. 5 и 11. Обращает на себя внимание то, что даже в случае, когда порядок предъявления сигналов в каждом опыте различен (рис. 11), уровень корреляции между индивидуальными показателями степени достаточно высок, хотя и несколько ниже, чем при одинаковом порядке следования раздражителей (рис. 5). Однако наиболее интересным представляется «провал» кривых в том и другом случае. В то время как на рис. 5 этот «провал» (значительное снижение коэффициента корреляции) соответствует 2—3-му и 3—4-му опытам, то во вто-

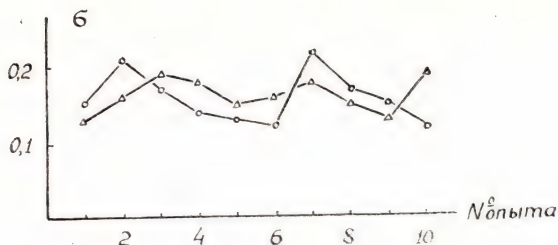


Рис. 9. Изменение величины ошибки регрессии степенной функции Стивенса в процессе повторения опытов для 2-й группы испытуемых. Обозначения те же

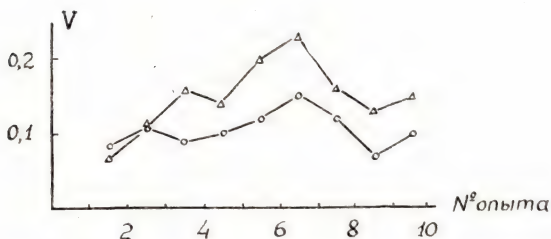
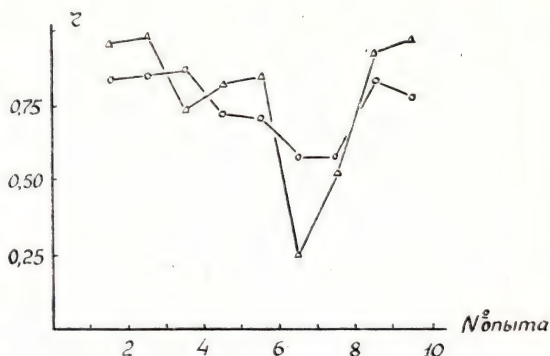


Рис. 10. Изменение величины модуля вариаций показателей степени в процессе повторения опытов для 2-й группы испытуемых. Обозначения те же

ром случае (рис. 11) такое снижение наблюдается между 6-м — 7-м и 7-м—8-м опытами.

Интерпретация этого факта может быть следующей. В обоих случаях коэффициент корреляции между первым и вторым опытами достаточно высок. Это означает, что испытуемые в первом и втором опытах используют относительно стабильную шкалу субъективных оценок. Однако в процессе повторения эксперимента эта шкала подвергается определенным коррективам. Другими словами, повторно оценивая предъявляемый в опыте стимульный ряд, каждый испытуемый определенным образом меняет свою стратегию оценки, стремясь к более точному выполнению поставленной перед ним задачи. Это изменение стратегии находит свое отражение в снижении коэффициента корреляции между предыдущим и последующим опытами. В то же время, когда испытуемые выходят на новый, более оптимальный уровень шкалирования, их индивидуальные шкалы становятся более стабильными, показатель степени — менее вари-

Рис. 11. Изменение коэффициента корреляции между показателями степени в последующих опытах для 2-й группы испытуемых. Обозначения те же



большим, и коэффициент корреляции между последующими экспонентами степенной функции поднимается до исходного и даже более высокого уровня.

Не удивительно, что для первой группы испытуемых, когда порядок стимулов в каждом опыте остается постоянным, такое изменение стратегии происходит раньше (после 2—3-го опыта, рис. 5). В этом случае может иметь место явление, которое известно в психофизике как «предугадывание» (антиципация) порядка сигналов, задаваемого экспериментатором. Возможно, в этом случае проявляется способность долговременной памяти сохранять если не последовательность предъявляемых сигналов, то, по крайней мере, последовательность собственных ответов на данные сигналы (в том случае, если субъект убеждается в том, что последовательность стимулов в каждом опыте одна и та же). Во втором случае, когда порядок стимулов в каждом последующем эксперименте меняется случайным образом, такое предугадывание практически невозможно, и изменение стратегии происходит путем целостного сопоставления собственной шкалы численных оценок со шкалой физических параметров сигнала. В этом случае, очевидно, мы также имеем дело с изменением стратегии, которая, тем не менее, меняется значительно позже (в нашем случае — после 6—7-го опытов).

Данные, усредненные по всей группе испытуемых, отражают общие закономерности динамики психофизического шкалирования. В то же время среди испытуемых можно выделить, по меньшей мере, три подгруппы, динамика параметров оценки в которых существенно различна. Примеры таких подгрупп приведены на рис. 12.

Первую подгруппу (рис. 12А) составляют те испытуемые, которые дают относительно стабильные оценки (а следовательно, и стабильный показатель степени) на протяжении всех 10

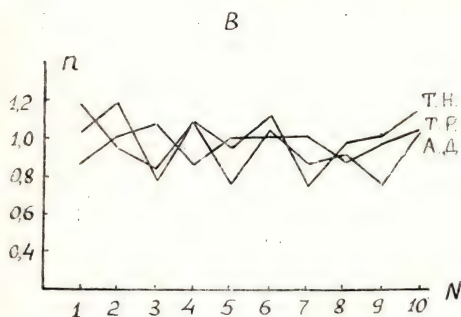
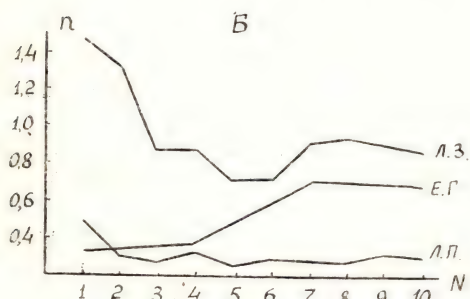
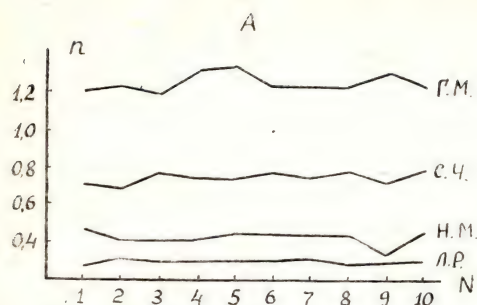


Рис. 12. Изменение показателя степени в процессе повторения эксперимента для групп испытуемых с разной стратегией оценки:

А — 1-я подгруппа (устойчивые индивидуальные шкалы), Б — 2-я подгруппа (однозначная смена стратегии и выход на новый уровень оценки), В — 3-я подгруппа (непредсказуемое изменение стратегии субъективной оценки)

опытов. В этом случае не наблюдается какой-либо однозначной перестройки стратегии оценки в процессе повторения эксперимента, так как величина экспоненты варьирует случайным образом. Во вторую подгруппу входят те испытуемые, которые обнаруживают однозначное изменение стратегии с последующей стабилизацией психофизической шкалы на новом уровне (рис. 12Б). В этом случае перестройка стратегии может иметь

место сразу после первого опыта (испытуемый Л. П.), на протяжении 2—3-го опытов (испытуемая Л. З.) или, наконец, на протяжении более длительного периода (испытуемая Е. Г.). Наконец, к третьей подгруппе относятся те лица, изменение стратегии которых в процессе повторения эксперимента неоднозначно и может иметь место несколько раз. Другими словами, эти испытуемые на протяжении 10 опытов, по-видимому, не приходят к однозначной, «оптимальной» (на их взгляд) субъективной шкале и каждый раз пытаются решать поставленную задачу заново (рис. 12В). Такие различия между подгруппами можно объяснить типологическими (характерологическими) особенностями разных испытуемых, хотя нельзя исключать и особенности организации долговременной памяти субъекта.

В заключение следует отметить, что проблема динамики субъективных шкал в процессе повторения эксперимента представляется достаточно сложной и не разрешенной до конца. Попытка исследования данного вопроса в нашей работе выявила ряд интересных закономерностей, не описанных ранее в психофизической литературе. В то же время несомненно, что эти закономерности выходят за рамки проблемы сенсорного восприятия. Дальнейшее исследование данного вопроса возможно лишь в совокупности с изучением роли долговременной памяти в психофизическом шкалировании, оценкой типологических особенностей испытуемых и т. д. Предлагаемая статья представляет собой лишь один из первых шагов в исследовании этой весьма сложной проблемы.

ЛИТЕРАТУРА

1. Fernberger S. W. On absolute and relative judgments in lifted weight experiments // *Amer. J. Psychol.* 1931. Vol. 43, no. 4. P. 560—578.
2. Engen T., Tulunay U. Some sources of error in half-heaviness judgments // *J. Exp. Psychol.* 1957. Vol. 54, no. 3. P. 208—212.
3. Dawson W. E., Waterman S. P. Effects of session and intersession repetition on individual power law exponents // *Bull. Psychonom. Soc.* 1976. Vol. 7, no. 3. P. 306—308.
4. Engeland W., Dawson W. E. Individual differences in power functions for a 1-week intrasession interval // *Percept. a. Psychophys.* 1974. Vol. 15, no. 2. P. 349—352.
5. Wanschura R. G., Dawson W. E. Regression effect and individual power functions over sessions // *J. Exp. Psychol.* 1974. Vol. 102. P. 806—812.
6. Loque A. W. Individual differences in magnitude estimation of loudness // *Percept. a. Psychophys.* 1976. Vol. 19 (3). P. 279—280.
7. Mitchell M. J., Gregson R. A. M. Between-subject variation and within-subject consistency of olfactory intensity scaling // *J. Exp. Psychol.* 1971. Vol. 89, no. 2. P. 314—318.

8. *Verillo R. T.* Stability of line-length estimates using the method of absolute magnitude estimation // *Percept. a. Psychophys.* 1983. Vol. 33 (3). P. 261—265.

9. *Walsh J. K., Browman C. P.* Interindividual consistency on a cross-modality matching task // *Percept. a. Psychophys.* 1978. Vol 23 (3). P. 210—214.

10. *Teghtsoonian M., Teghtsoonian R.* How repeatable are Steven's power law exponents for individual subjects? // *Percept. a. Psychophys.* 1971. Vol. 10 (3). P. 147—149.

11. *Teghtsoonian M., Teghtsoonian R.* Consistency of individual exponents in cross-modal matching // *Percept. a. Psychophys.* 1983. Vol. 33 (3). P. 203—214.

ПСИХОФИЗИЧЕСКОЕ ИССЛЕДОВАНИЕ ПРОПРИОЦЕПТИВНОЙ ЧУВСТВИТЕЛЬНОСТИ И ОСОБЕННОСТИ СВОЙСТВ НЕРВНОЙ СИСТЕМЫ

При субъективном шкалировании перцептивных ощущений наблюдаются индивидуальные вариации показателя степени функции Стивенса. Однозначного объяснения причин подобной дисперсии не найдено. Указывают на различия в перцептивной чувствительности и ее рациональной оценке, на психотипическую неоднородность выборки испытуемых и другие факторы [1—3]. Так, в работе [4] индивидуальный разброс показателей, наблюдаемый при шкалировании, рассматривается как следствие нейрофизиологических особенностей реакции рецепторов. Предполагается, что индивидуальные различия связаны главным образом с силой нервного возбуждения, с интенсивностью афферентной импульсации.

Интерес к психотипической дивергенции сенсорного восприятия зародился еще во времена Аристотеля, но и в наше время эта проблема далека от своего решения.

В отечественной психофизиологии концептуальные подходы к этой проблеме были заложены павловской школой и развивались в лабораториях Б. М. Теплова, В. С. Мерлина, Б. Г. Ананьева. Основной посылкой этого направления является положение о качественном своеобразии динамики протекания нервных процессов возбуждения и торможения, различные комбинации которых составляют нейрофизиологическую основу разнообразных психологических проявлений и их индивидуальных вариаций [5].

Объективное изучение свойств нервной системы требует методов, которые основаны на регистрации показателей, не зависящих от воли и намерения испытуемых. Такой методический подход назван Б. М. Тепловым методом «произвольных реакций» [6]. Методики, в которых индикатор является «непроизвольным», а реакция, с помощью которой он объективизируется, «произвольна», получили широкое распространение. К ним можно отнести все методики, основанные на речевом ответе или двигательных реакциях руки и требующие предварительной инструкции [6]. Е. П. Ильин [7] предложил экспресс-

метод определения степени выраженности свойства «подвижность — инертность» возбуждения и торможения с помощью кинематометра Жуковского. Методика связана с определением дифференциальных порогов при прибавлении и уменьшении параметров произвольных движений.

Проведенное нами ранее исследование по субъективному шкалированию пространственных перемещений показало неоднородность выборки испытуемых при оценке пассивно выполняемого движения [3].

В этой работе мы ограничились констатацией индивидуальных и групповых различий. В свете сказанного представлялось интересным сопоставить подобные данные с характеристиками нервной системы испытуемых.

Методика исследований

Для исследования субъективной оценки пространственных параметров движения (протяженности) и определения индивидуальных свойств нервной системы испытуемых, участвовавших в шкалировании, использовался кинематометр Жуковского. Испытуемый помещал предплечье на платформу кинематометра так, чтобы воображаемая ось локтевого сустава совпадала с осью вращения платформы. Рука находилась в удобном положении, движения выполнялись плавно, без рывков и резких остановок.

Движения выполнялись с закрытыми глазами, испытуемый ориентировался только по мышечно-суставному чувству.

Шкалирование протяженности движения осуществлялось методом прямой численной оценки по Стивенсу. Испытуемый в одном случае производил движение до упора, который ставился экспериментатором, и давал оценку перемещению руки. Этот тип перемещений был назван нами активным. Во втором случае руку испытуемого до определенного значения вел экспериментатор, т. е. движение выполнялось пассивно.

В качестве стандартного стимула предъявлялась амплитуда движения от 0 до 90 угл. град., которой присваивалось значение 100 баллов. После трехкратного предъявления стандартной амплитуды испытуемый оценивал протяженность движения тестового ряда стимулов, который строился в геометрической прогрессии (3, 6, 12, 24, 48, 96 баллов). Стимулы следовали в случайном порядке.

На основании полученных данных производился расчет индивидуальных показателей для активного и пассивного движений каждого испытуемого. Были построены опытные и теорети-

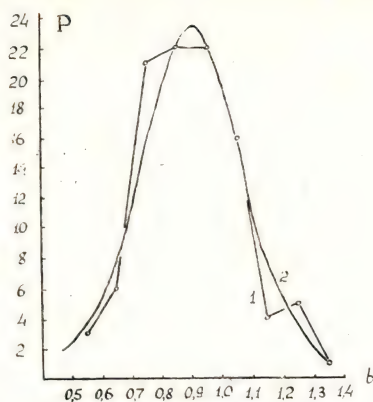


Рис. 1. Распределение численности испытуемых (P) по показателям степени (b) функции Стивенса (1) при активном движении в сравнении с нормальным распределением (2)

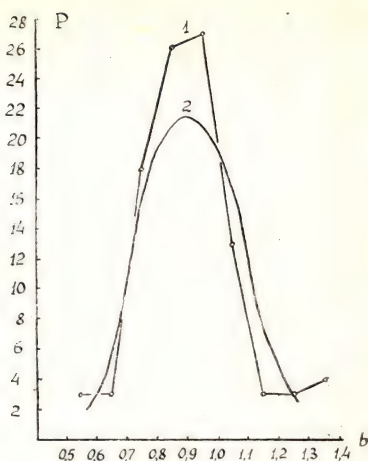


Рис. 2. Распределение численности испытуемых (P) по показателям степени (b) функции Стивенса (1) при пассивном движении в сравнении с нормальным распределением (2)

ческие кривые распределения величин экспонент функции Стивенса. Для сравнения эмпирических данных с предполагаемым теоретическим распределением использовался критерий Колмогорова.

Для характеристики индивидуальных свойств нервной системы испытуемых использовалась методика определения дифференциальных порогов при прибавлении и уменьшении параметров движений [7]. Это делалось так. Испытуемому заранее задавался экспериментатором угол в 20° . Запомнив эту амплитуду путем пятикратного повторения движения рукой от 0 до 20° , испытуемый при последующих движениях должен был: а) выбрать ту же самую амплитуду; б) увеличить амплитуду на минимальную величину ($1-2^\circ$); в) чуть-чуть уменьшить заданную амплитуду. Для исследования влияния следовых процессов возбуждения и торможения друг на друга пробы выполнялись в следующем порядке: I цикл — выбрать ту же самую амплитуду, увеличить ее, уменьшить ее; II цикл — выбрать амплитуду, уменьшить амплитуду, увеличить ее. Циклы, чередуясь, повторялись два раза. Те же измерения проводились при угле 70° . Испытуемые затем группировались по соотношению между возбуждением и торможением и по инертности — подвижности нервных процессов.

Исследования проведены на лицах обоего пола в возрасте от 15 до 40 лет (100 человек).

Результаты опытов и их обсуждение

Полученные данные при оценке протяженности активного и пассивного движений для всех испытуемых хорошо аппроксимируются степенной функцией с показателем степени, близким к единице.

Вычисленные величины экспоненты функции Стивенса для каждого испытуемого показали колебания в диапазоне от 0,5 до 1,4. Эта вариабельность подчиняется закону распределения случайных величин.

Опытные кривые распределения величин экспонент при оценке протяженности активного и пассивного движений являются

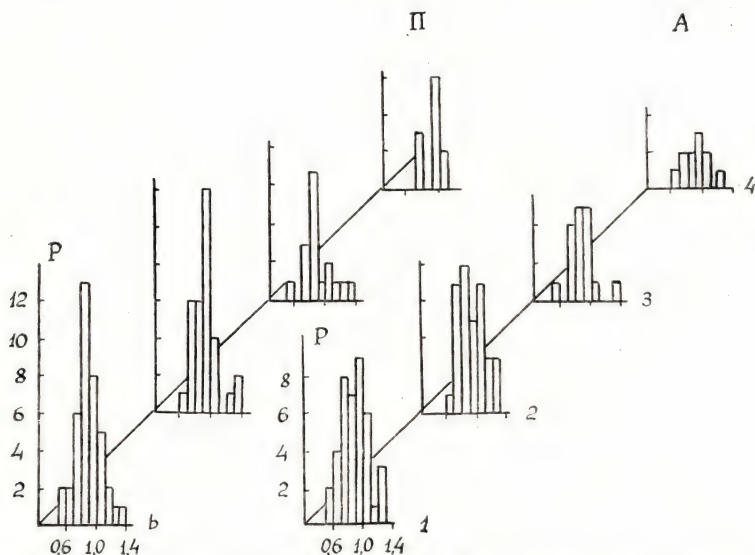


Рис. 3. Распределение величин экспонент функции Стивенса при оценке протяженности активного (А) и пассивного (П) движения испытуемыми с различным балансом возбуждения и торможения. По оси абсцисс — показатель степени, по оси ординат — частоты, по третьей координате — численность испытуемых по соотношению процессов возбуждения и торможения: уравновешенность процессов (1), преобладание возбуждения (2), преобладание торможения (3), неуровновешенность возбуждения и торможения (4)

нормальными (рис. 1, 2). Для оценки совпадения был вычислен критерий согласия Колмогорова. Вероятность совпадения опытной и теоретической кривых при активном движении близка к 1,00, при пассивном — 0,99. Полученные результаты, таким образом, не обнаруживают индивидуальных различий в выборке испытуемых, участвовавших в шкалировании.

Однако данные, полученные с помощью методики определения дифференциальных порогов при прибавлении и уменьшении параметров движений, показали, что выборки испытуемых по соотношению между возбуждением и торможением и по инертности—подвижности нервных процессов не являются одинаковыми по численности.

По соотношению между возбуждением и торможением испытуемые разделились на 4 группы: 1) с уравновешенностью нервных процессов (40 % всей выборки); 2) с преобладанием возбуждения (32 %); 3) с преобладанием торможения (17 %); 4) с неуравновешенностью нервных процессов (11 %). Распределение величин экспонент функции Стивенса при оценке протяженности активного и пассивного движений испытуемыми с различным балансом возбуждения и торможения показано на рис. 3.

Оценка протяженности движения руки, по нашим данным, не зависит от соотношения между возбуждающими и тормозящими влияниями системы регулирования в данный отрезок времени.

По показателю «инертность — подвижность нервных процессов» были проанализированы результаты шкалирования испытуемых с уравновешенностью нервных процессов, а также с преобладанием возбуждения над торможением, так как они в общей выборке составили большинство (40 и 32 % соответственно).

Анализ данных группы испытуемых с уравновешенностью основных нервных процессов показал, что большая часть испытуемых этой группы характеризуется инертностью процессов возбуждения и торможения (рис. 4).

В случае преобладания у испытуемых возбуждения над торможением обнаружена такая же зависимость: большая часть испытуемых при активных и пассивных движениях характеризуется инертностью процессов возбуждения и торможения (рис. 5).

В системе произвольного двигательного контроля ведущая роль принадлежит проприорецепции [8—11]. Основываясь на мышечном чувстве, человек сравнительно точно оценивает метрику пространства. При этом существует зависимость между характером субъективной оценки движений и индивидуально-

А

П

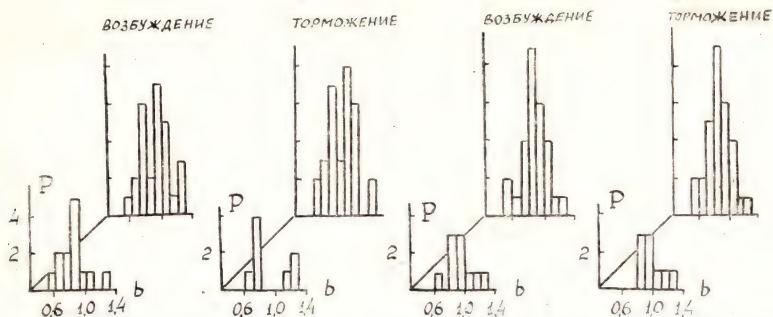


Рис. 4. Распределение величин показателей степени при оценке протяженности активного (А) и пассивного (П) движения испытуемыми с различным соотношением подвижности — инертности возбуждения и торможения для группы с уравновешенностью нервных процессов. По осям абсцисс и ординат обозначения те же, что на рис. 3, по третьей координате — численность испытуемых по соотношению подвижности — инертности возбуждения и торможения: ближний ряд — преобладание подвижности, дальний — инертности

А

П

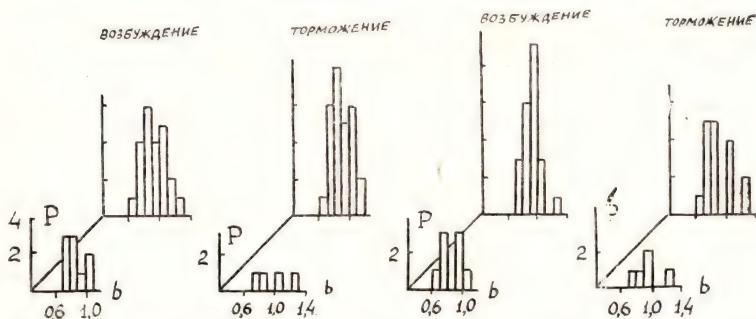


Рис. 5. Распределение величин экспонент при оценке протяженности активного и пассивного движения испытуемыми с различным соотношением подвижности — инертности нервных процессов для группы с преобладанием возбуждения. Обозначения те же, что на рис. 4

типологическими особенностями высшей нервной деятельности. Как показали исследования, точной оценкой пространственных перемещений обладают лица с инертностью процессов возбуждения и торможения.

Выводы

1. Данные по прямому шкалированию проприоцептивной чувствительности при оценке протяженности движения, без участия зрения, хорошо аппроксимируются степенной функцией со средним показателем степени 1,00.

2. Индивидуальные величины экспонент варьируют в широких пределах от 0,5 до 1,4. Для оценки активного и пассивного движений эта вариабельность подчиняется закону распределения случайных величин.

3. Точная оценка пространственных параметров движения характерна для испытуемых, отличающихся инертностью процессов возбуждения и торможения.

ЛИТЕРАТУРА

1. Stevens J. C., Guirao M. Individual loudness functions // J. Acoust. Soc. Amer. 1964. Vol. 36, no. 11. P. 2210—2213.
2. Рыбин И. А., Шамков Н. В., Лупандин В. И., Приходкина Л. И. О распределении индивидуальных показателей субъективной оценки громкости // Физиол. человека. 1983. Т. 9, № 5. С. 806—811.
3. Рыбин И. А., Сергеева А. Н., Касатов А. П. Психофизика проприоцептивной чувствительности // Физиол. человека. 1983. Т. 9, № 6. С. 974—978.
4. Ратанова Т. А. Сила нервной системы и интенсивность ощущений // Вopr. психологии. 1975. № 5. С. 34—45.
5. Небылицын В. Д. Основные свойства нервной системы человека как нейрофизиологическая основа индивидуальностей // Естественнонаучные основы психологии. М., 1978. С. 295—336.
6. Теллов Б. М. Некоторые вопросы изучения общих типов высшей нервной деятельности человека и животных // Типологические особенности высшей нервной деятельности человека. М., 1956. С. 5—123.
7. Ильин Е. П. Экспресс-метод определения степени выраженности свойства «подвижности — инертности» возбуждения и торможения // Психофизиологические основы физического воспитания и спорта. Л., 1972. С. 16—36.
8. Козловская И. Б. Аfferентный контроль произвольных движений. М., 1976.
9. Burgess P. R., Wei Jen Yu, Clark F. J., Simon J. Signaling of kinesthetic information by peripheral sensory receptors // Ann. Rev. Neurosci. 1982. Vol. 5. P. 171.
10. Hall L. A., McCloskey D. I. Detection of movements imposed on finger, elbow and shoulder joints // J. Physiol. (Gr. Brit.). 1983. Vol. 335. P. 519—533.
11. Sanes J. N., Evarts E. V. Motor psychophysics // Hum. Neurobiol. 1984. Vol. 2, no. 4. P. 217—225.

ОСОБЕННОСТИ СУБЪЕКТИВНОЙ ОЦЕНКИ ДИСКРЕТНОГО МНОЖЕСТВА

Дискретное множество можно определить как совокупность однородных элементов. В экспериментах по оценке множества, как правило, в качестве элементов используют геометрические изображения (круги, точки и т. д.). Оценка дискретного множества заключается в определении количества этих элементов при кратковременном предъявлении, без счета, что называется, с одного взгляда.

С задачей определения величины совокупности дискретных элементов человек постоянно сталкивается в своей повседневной жизни. Однако при этом, как показали специальные эксперименты, если испытуемые лишены возможности счета, истинная величина совокупности ими обычно недооценивается.

В работе Л. Терстона [1] испытуемые шкалировали плотность расположения точек на тестовых картах методом группировки. Зависимость оценок от реального числа точек имела вид логарифмической функции. Ф. Урбан [2], анализируя данные Л. Терстона, показал, что испытуемые делят предложенный континуум не на равные интервалы (в соответствии с инструкцией эксперимента), а на интервалы, находящиеся в равных отношениях. Другими словами, зависимость субъективной оценки от величины множества имеет вид не логарифмической, а степенной функции. В более поздних работах исследованы особенности данной функции [3, 4]. Было показано, что при варьировании условий эксперимента (разной площади тестовых карт, различных способах изображения элементов, использовании методов оценки и установки (выбора) и т. д.) показатели степени функции несколько различались, но были близки к среднему значению 0,8 [4]. Близкие значения среднего показателя степени получены и для оценки отношений количества точек (0,87) [5]. Все эти данные свидетельствуют о тенденции испытуемых недооценивать количество дискретных элементов в множестве.

Второй аспект проблемы шкалирования множества касается закономерностей тех индивидуальных оценок, из которых, собственно, и складывается усредненная степенная функция. Из-

вестно, что индивидуальные шкалы оценки громкости, яркости, длины линий и других сенсорных модальностей подчиняются степенной зависимости [6, 7]. Было показано также, что распределение индивидуальных показателей степени не является нормальным [8]. Это свидетельствует, по-видимому, о неслучайных различиях индивидуальных шкал, что обусловлено, вероятно, не только сенсорными, но и когнитивными факторами (например, индивидуальными особенностями испытуемых в использовании численного ряда [7] и т. д.).

Степенной характер зависимости индивидуальных оценок дискретного множества отмечен в работе С. Рула [9], в то время как данных о характере распределения индивидуальных экспонент при оценке множества в доступной нам литературе не обнаружено.

Наша работа посвящена исследованию характера зависимости субъективной оценки количества элементов дискретного множества от их реальной величины, а также анализу индивидуальных шкал оценки множества.

Методика исследований

В экспериментах в качестве дискретного множества мы использовали совокупность точек на тестовых картах. Испытуемым в определенном порядке последовательно предъявлялись 7 карт размером 12×12 см, на которых в случайном порядке были нанесены черные точки. Число точек на картах, а также порядок их предъявления испытуемому приведены в табл. 1.

Таблица 1

Порядок предъявления и количество точек
на тестовых картах

№ предъявления	№ тестовой карты	Количество точек на карте	Логарифм числа точек
1	3	25	1,4
2	1	10	1,0
3	4	40	1,6
4	2	16	1,2
5	5	63	1,8
6	7	158	2,2
7	6	100	2,0

Как видно из табл. 1, число точек на картах увеличивалось не в арифметической, а в логарифмической прогрессии с «шагом» в 0,2 лог. ед. Задача испытуемого состояла в том, чтобы при кратковременном предъявлении тестовой карты назвать число точек. Время предъявления каждой карты и интервалы между предъявлениями составляли 3 с. Карты предъявлялись испытуемому на расстоянии 1 м. В опытах приняло участие 100 нетренированных испытуемых обоего пола в возрасте от 16 до 35 лет.

Обработка данных осуществлялась в два этапа. На первом этапе было проведено усреднение абсолютных значений индивидуальных оценок и их десятичных логарифмов для того, чтобы представить зависимость оценки от величины стимула уравнениями следующего типа:

$$\psi = b_1 \cdot \varphi + a_1, \quad (1)$$

$$\psi = b_2 \cdot \lg \varphi + a_2, \quad (2)$$

$$\lg \psi = b_3 \cdot \lg \varphi + a_3, \quad (3)$$

где ψ — оценка стимула (субъективное количество точек); φ — величина стимула (реальное количество точек); b_1, b_2, b_3 — коэффициенты пропорциональности; a_1, a_2, a_3 — константы.

Кривые строились в линейных (1), полулогарифмических (2) и двойных логарифмических (3) координатах. Сопоставление формы кривых зависимости субъективной оценки от реального числа точек в трех системах координат и сравнение относительных ошибок регрессии результирующих функций (σ/b) позволяет отнести эту зависимость к одному из трех типов: линейной, логарифмической или степенной.

На втором этапе обработки по оценкам каждого испытуемого методом наименьших квадратов были вычислены индивидуальные показатели степени и построена гистограмма распределения индивидуальных экспонент. По критерию Колмогорова (λ) определена степень приближения полученного распределения к нормальному.

Результаты опытов и их обсуждение

1. Определение характера зависимости субъективной оценки от реального количества точек. Средние значения субъективных оценок и их логарифмов, соответствующие реальному количеству точек, представлены в табл. 2.

Поскольку нетренированные испытуемые не в состоянии без

Таблица 2

Средние оценки величины дискретного множества

Количество точек на карте	Логарифм числа точек	Средняя оценка	Средний логарифм оценки
10	1,0	11,52	1,05
16	1,2	17,21	1,22
25	1,4	23,60	1,36
40	1,6	37,29	1,56
63	1,8	57,01	1,73
100	2,0	102,34	1,95
158	2,2	106,93	1,99

счета точно назвать количество точек, то, как правило, оценка не соответствует реальному их числу. Более того, как показывают табл. 2 и рис. 1, при предъявлении карт с 10 и 16 точками средняя оценка завышена, а при увеличении числа точек, как правило, занижена. Таким образом, диапазон субъективных оценок оказывается уже, чем диапазон реального числа элементов. Исключение из этого правила в наших опытах составили 10 человек (1/10 всего числа испытуемых), у которых диапазон оценок был шире, чем диапазон предъявленного количества точек.

В полулогарифмических координатах (рис. 1Б) также не наблюдается линейной зависимости между субъективным и реальным количеством точек. И только аппроксимация кривой функцией $\lg \psi = b \cdot \lg \varphi + a$ дает хорошее приближение к линейной зависимости в двойных логарифмических координатах (рис. 1В). Об этом же свидетельствуют и величины относительной ошибки регрессии (σ/b), вычисленные для кривых в трех различных координатах (табл. 3).

Таким образом, зависимость субъективной оценки количества точек от их реального числа с наибольшим приближением описывается степенной зависимостью со средней экспонентой $0,830 \pm 0,004$.

2. Анализ индивидуальных шкал оценки дискретного множества. Разброс величин индивидуальных экспонент в нашей выборке испытуемых оказался достаточно велик — показатели степени варьируют от 0,3 до 1,25. Среднее арифметическое значение экспонент составляет 0,837 при среднем квадратическом отклонении 0,170. Гистограмма распределения индивидуальных показателей степени представлена на рис. 2.

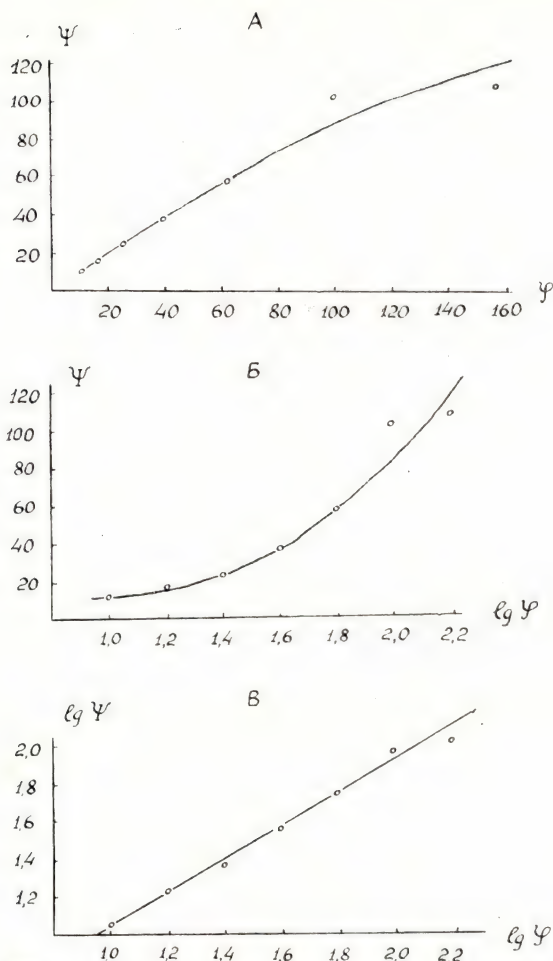


Рис. 1. Зависимость субъективной оценки величины множества (Ψ) от реального числа точек (φ):
 А — линейные координаты, Б — полулогарифмические координаты, В — двойные логарифмические координаты

Построение теоретической кривой нормального распределения со средним значением 0,837 и средним квадратическим отклонением 0,170 и сравнение этой кривой с экспериментальными данными по критерию Колмогорова (λ) показывает, что различие между теоретическим (нормальным) и экспериментальным распределениями недостоверно ($\lambda=0,386$, $P_\lambda=0,997$).

Параметры психофизических функций субъективной оценки количества точек в различных координатах

Координаты	Уравнение	Параметры функции		
		b	σ	σ/b
Линейные	$\psi = b \cdot \varphi + a$	0,709	11,21	15,81
Полулогарифмические	$\psi = b \cdot \lg \varphi + a$	87,482	12,02	0,131
Логарифмические	$\lg \psi = b \cdot \lg \varphi + a$	0,830	0,040	0,048

Таким образом, исходя из дефиниции нормального распределения, можно сказать, что выборка величин экспонент при оценке количества точек является однородной и подчиняется закону случайных ошибок. В связи с этим можно предположить, что оценка множества не зависит от типологических особенностей испытуемых.

Поскольку сама процедура экспериментов подобного рода лишает испытуемых возможности точного счета элементов, то еще при ознакомлении с инструкцией нетренированный испытуемый отчетливо представляет принципиальную невозможность

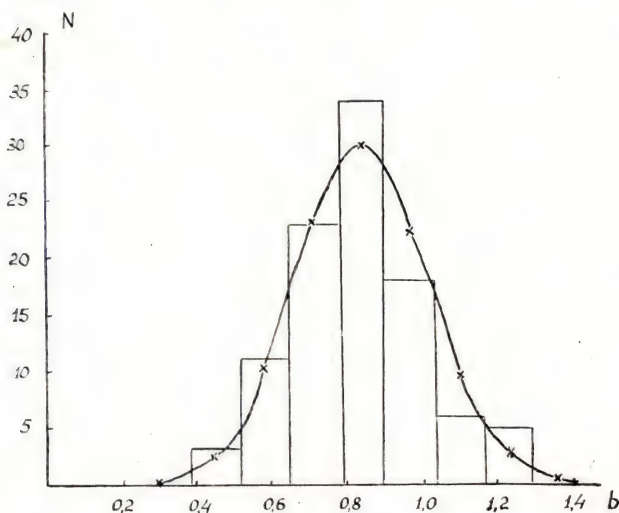


Рис. 2. Гистограмма распределения индивидуальных показателей степени субъективной оценки дискретного множества

точной оценки. Однако задача поставлена и решить ее может субъект только с помощью определенных ориентиров. Логично предположить, что такими ориентирами являются пространственные соотношения элементов. Варианты размещения разного количества элементов на одинаковой площади (стандартная величина карты) различаются, по крайней мере, по двум параметрам: среднему расстоянию между элементами и суммарной площади всех элементов. В этой связи представляет интерес работа С. Рула [9], где коэффициенты корреляции между индивидуальными оценками величины кругов, длины линий и количества точек достаточно высоки (0,45—0,91). В то же время нет равенства показателей степени для оценки длины линий и количества точек, равно как и для оценки площади и количества точек. Если для длины линий, по литературным данным, величина экспоненты близка к единице [11], то размер геометрических фигур оценивается с показателем степени 0,65—0,73 [10, 12]. При этом можно видеть, что экспонента функции субъективной оценки количества точек (0,80—0,84) занимает промежуточное положение между экспонентой для оценки длины линий и оценки площади.

Поскольку полученный нами в эксперименте показатель степени функции субъективной оценки количества точек есть усредненный показатель для большого числа испытуемых, то можно было бы предположить, что часть испытуемых ориентируется на оценку линейных размеров (например, среднего расстояния между точками) и имеет показатель степени, близкий к единице, другая же часть оценивает соотношение площадей, занятых и не занятых точками (относительную плотность расположения точек, или их «густоту»), и имеет показатель степени, близкий к 0,6—0,7. Однако в этом случае распределение индивидуальных экспонент имело бы вид двувершинной кривой. В нашем эксперименте распределение индивидуальных экспонент имеет вид нормального распределения, выборка однородна, и большинство испытуемых дает показатель степени, близкий к 0,80—0,84. Таким образом, даже при оценке одного стимула испытуемый, по-видимому, ориентируется на оба пространственных параметра, т. е. на средние расстояния между элементами и на их суммарную площадь. Если оценка количества дискретных элементов и осуществляется путем оценки пространственных параметров, то однозначно определить это в рамках нашего эксперимента не представляется возможным и требует специального исследования.

Выводы

1. Субъективная оценка дискретного множества при кратковременной экспозиции связана с реальным количеством элементов, образующих это множество, степенной зависимостью со средним показателем степени 0,83.

2. Индивидуальные шкалы оценки множества также имеют вид степенной функции, а распределение величин экспонент в выборке имеет вид нормального распределения, что свидетельствует о случайных отклонениях экспонент от среднего значения и об однородности выборки по изучаемому признаку.

ЛИТЕРАТУРА

1. *Thurstone L. L.* Fecher's law and the method of equal-appearing intervals // *J. Exp. Psychol.* 1929. Vol. 12, no. 3. P. 214—224.
2. *Urban F. M.* The Weber — Fechner law and mental measurement // *J. Exp. Psychol.* 1933. Vol. 16, no. 2. P. 221—238.
3. *Helson H., Kozaki A.* Anchor effects using numerical estimates of simple dot patterns // *Percept. a. Psychophys.* 1968. Vol. 4 (3). P. 163—164.
4. *Krueger L. E.* Perceived numerosity // *Percept. a. Psychophys.* 1972. Vol. 11 (1A). P. 5—9.
5. *Indow T., Ida M.* Scaling of dot numerosity // *Percept. a. Psychophys.* 1977. Vol. 22 (3). P. 265—276.
6. *Stevens J. C., Gura M.* Individual loudness functions // *J. Acoust. Soc. Amer.* 1964. Vol. 36, no. 11. P. 2210—2213.
7. *Baird J. C., Noma E.* Fundamentals of scaling and psychophysics. N.Y., 1978.
8. Рыбин И. А., Шамков Н. В., Лупандин В. Н., Приходкина Л. И. О распределении индивидуальных показателей субъективной оценки громкости // *Физиол. человека.* 1983. Т. 9, № 5. С. 806—811.
9. *Rule S. J.* Subject differences in exponents of psychophysical power functions // *Percept. a. Motor Skills.* 1966. Vol. 23. P. 1125—1126.
10. *Baird J. C., Green D. M., Luce R. D.* Variability and sequential effects in cross-modality matching of area and loudness // *J. Exp. Psychol.: Human Percept. a. Performance.* 1980. Vol. 6, no. 2. P. 277—289.
11. *Engen T., Ross B. M.* Effect of reference number on magnitude estimation // *Percept. a. Psychophys.* 1966. Vol. 1. P. 74—76.
12. *Engeland W., Dawson W. E.* Individual differences in power functions for a 1-week intersession interval // *Percept. a. Psychophys.* 1974. Vol. 15, no. 2. P. 349—352.

ИССЛЕДОВАНИЕ ЗАВИСИМОСТИ ПАРАМЕТРОВ КАТЕГОРИАЛЬНОЙ ШКАЛЫ ОТ ЧИСЛА ИСПОЛЪЗУЕМЫХ КАТЕГОРИЙ

Одним из методов психофизического шкалирования является метод группировки (категориальный метод). Суть его состоит в том, что испытуемый должен разбить стимульный ряд, предъявляемый в эксперименте, на определенное число субъективно равных групп (категорий), которые могут обозначаться либо качественными определениями (типа «яркий», «громкий», «слабый» и т. д.), либо численными оценками. Как правило, при использовании численных оценок допускается шкалирование только целыми числами, а количество задаваемых категорий обычно не превышает 10.

В самых первых работах по категориальному шкалированию считалось, что шкала группировки в первом приближении может быть описана логарифмической функцией [1]. Однако, как было показано последующими работами, категориальная шкала не является строго логарифмической, т. е. не подчиняется закону Фехнера, хотя не может быть точно описана степенной функцией Стивенса. Она занимает как бы промежуточное положение между этими двумя формами зависимости [2, 3].

Известно, что на форму категориальной шкалы существенное влияние оказывают изменения процедуры опыта и режим предъявления стимулов. Так, ряд авторов показал, что вид категориальной шкалы зависит от плотности предъявляемого стимульного ряда и вероятности предъявления тех или иных сигналов [4, 5]. Кривая категориальной оценки круче там, где плотность расположения стимулов выше [5]. Определенное влияние оказывает характер оценок (численные оценки или качественные определения [6, 7]): кривая качественных оценок больше приближается к логарифмической функции, количественных — к степенной [7]. Однако до сих пор нет однозначного вывода о том, зависит ли форма категориальной шкалы от числа используемых категорий. Одни авторы считают этот фактор несущественным [3], другие показывают, что при увеличении числа категорий увеличивается кривизна функции в полуллогарифмических координатах, которая все больше приближа-

ется к степенной, а при использовании 50-категориальной шкалы практически не отличается от шкалы оценки величины [8, 9]. Настоящая работа посвящена исследованию этого вопроса применительно к категориальному шкалированию громкости тонального звука.

Методика исследований

Исследования субъективного шкалирования громкости тонального звука методом группировки проводились на 50 испытуемых в возрасте от 17 до 31 года. В качестве стимулятора использовался звукогенератор ГЗ-33 с головными телефонами ТДС-3. Частота тонального звука составляла 800 Гц, интенсивность звука менялась в диапазоне 3 лог. ед. (от 20 до 80 дБ в единицах уровня звукового давления над порогом). Инструкция предъявлялась испытуемым в письменном виде. Задача испытуемого состояла в том, чтобы отнести предъявляемый звуковой сигнал, соответственно его субъективно воспринимаемой громкости, к одной из категорий, число которых задавалось экспериментатором. Допускалась оценка только целыми числами. В разных опытах испытуемые оценивали громкость по 3-, 7-, 16-, 40- и 100-категориальной шкале. Каждый опыт состоял из двух серий: в первой серии испытуемому предъявлялись минимальный и максимальный стимулы, ограничивающие диапазон предъявляемых сигналов, затем тестовые стимулы в количестве 12; во второй серии предъявлялся сначала сигнал максимальной, затем минимальной громкости в исследуемом диапазоне, после чего снова 12 тестовых стимулов, интенсивность которых варьировала в случайном порядке. Время предъявления каждого стимула соответствовало 1 с, интервалы между ними — 5 с. Ответы давались испытуемыми в устной форме через переговорное устройство. Во время опыта испытуемый находился в затемненной звуконепроницаемой камере.

Данные усреднялись по всем испытуемым двумя методами (по среднему арифметическому значению оценок каждого отдельного стимула и по среднему арифметическому логарифмов оценок). В первом случае усредненные данные использовались для построения кривых категориального шкалирования в полулогарифмических координатах, во втором — в двойных логарифмических. Методом наименьших квадратов с линейным уравнением регрессии определялся тангенс угла наклона функций (n) и величина ошибки регрессии (σ) как в тех, так и в других координатах. После этого вычислялась относительная ошибка регрессии (σ/n), которая не зависит от размерности шкалы и

**Зависимость параметров функции
субъективного шкалирования громкости
методом группировки от числа используемых категорий**

Число категорий k	Полулогарифмические координаты			Логарифмические координаты		
	Тангенс угла наклона функции p	Ошибка регрессии функции σ	Относительная ошибка σ/p	Тангенс угла наклона функции p	Ошибка регрессии функции σ	Относительная ошибка σ/p
3	0,677	0,271	0,400	0,167	0,052	0,315
7	1,832	0,510	0,279	0,263	0,017	0,064
16	4,337	2,150	0,496	0,367	0,025	0,068
40	10,512	6,833	0,650	0,460	0,057	0,123
100	26,212	16,515	0,630	0,548	0,034	0,061

характеризует лишь степень приближения функции к линейной зависимости (логарифмической в первом случае и степенной — во втором).

Результаты опытов и их обсуждение

На рис. 1 представлены кривые категориального шкалирования громкости в полулогарифмических (рис. 1А) и двойных логарифмических (рис. 1Б) координатах. По данным рис. 1 можно видеть, что результирующие кривые не являются линейными, т. е., по-видимому, занимают промежуточное положение между логарифмической и степенной функцией. Однако в двойных логарифмических координатах все кривые более линейны по сравнению с полулогарифмическими.

В таблице представлены данные анализа кривых методом наименьших квадратов. Данные таблицы свидетельствуют о том, что относительная ошибка регрессии, независимо от числа используемых категорий (k), всегда выше в полулогарифмических координатах.

Графически изменение относительной ошибки регрессии функции категориального шкалирования показано на рис. 2, где видно, что число используемых категорий по-разному влияет на величину относительной ошибки регрессии в полулогарифмических и двойных логарифмических координатах. Если в полулогарифмических координатах наблюдается тенденция к повышению ошибки с возрастанием числа категорий, то в логарифмических — обратная тенденция. В то же время следует отме-

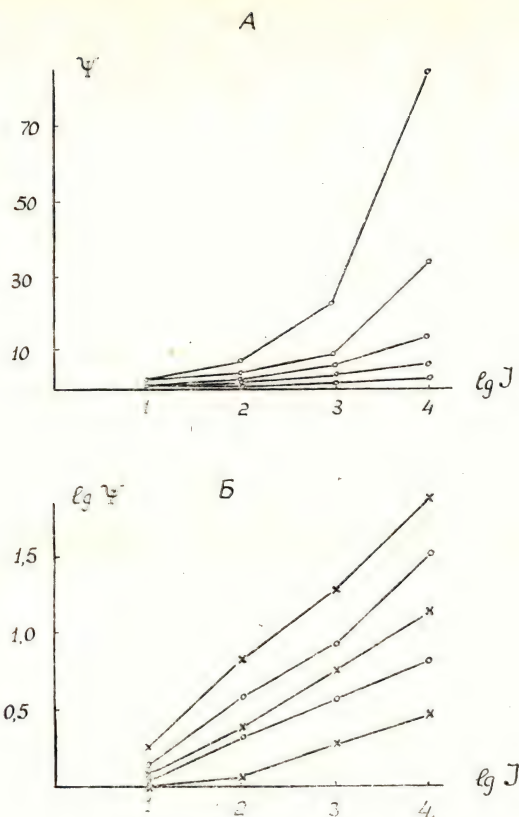


Рис. 1. Кривые субъективного шкалирования громкости тонального звука методом группировки:

А — полулогарифмические координаты, Б — двойные логарифмические координаты.

Цифры справа от кривых соответствуют числу категорий, задаваемому инструкцией эксперимента

тить, что изменение величины σ/p и в том и в другом случае немонотонно.

Различия величин σ/p для разных координат статистически недостоверны только для 3-категориальной шкалы (достоверность определялась по F-критерию для 95 % уровня значимости). С ростом числа используемых категорий эти различия увеличиваются.

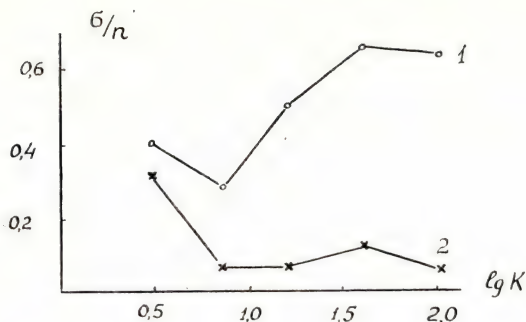


Рис. 2. Зависимость величины относительной ошибки регрессии от логарифма числа используемых категорий:

1 — полулогарифмические координаты, 2 — логарифмические координаты

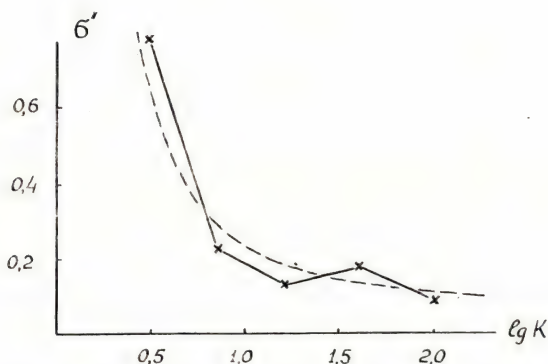


Рис. 3. Зависимость параметра σ' от логарифма числа используемых категорий. Пунктирная линия соответствует величине, обратной $\lg k$

Рис. 3. иллюстрирует изменение параметра σ' , который определяется как отношение ошибок регрессии в полулогарифмических и логарифмических координатах: $(\sigma/n)_{\text{лог}} : (\sigma/n)_{\text{полулог}}$, с увеличением числа используемых категорий. Рис. 3 показывает, что параметр σ' изменяется обратно пропорционально логарифму числа категорий:

$$\sigma' = n \cdot \frac{1}{\lg k}.$$

Результаты данной работы свидетельствуют о том, что форма и параметры категориальной шкалы громкости существенно зависят от числа категорий, определяемого инструкцией эксперимента. Если при использовании ограниченного числа категорий (3-категориальная шкала) функция занимает промежуточное значение между логарифмической и степенной формами зависимости (статистически недостоверные различия величин относительных ошибок регрессии), то с увеличением числа категорий шкала имеет тенденцию все больше приближаться к степенной функции Стивенса.

Выводы

1. Независимо от числа используемых категорий (при $k > 3$) кривая категориального шкалирования имеет большее приближение к степенной функции, нежели к логарифмической.
2. Степень приближения категориальной шкалы к функции Стивенса имеет тенденцию увеличиваться при увеличении числа используемых категорий.

ЛИТЕРАТУРА

1. *Thurstone L. L.* Fechner's law and the method of equal-appearing intervals // *J. Exp. Psychol.* 1929. Vol. 12, no. 3. P. 214—224.
2. *Eisler H.* On the problem of category scales in psychophysics // *Scand. J. Psychol.* 1963. Vol. 3, no. 2. P. 81—87.
3. *Stevens S. S., Galanter E. H.* Ratio scales and category scales for a dozen perceptual continua // *J. Exp. Psychol.* 1957. Vol. 54, no. 6. P. 377—411.
4. *Stevens J. C.* Stimulus spacing and the judgment of loudness // *J. Exp. Psychol.* 1958. Vol. 56, no. 3. P. 246—250.
5. *Parducci A., Knobel S., Thomas Ch.* Independent contexts for category ratings: A range-frequency analysis // *Percept. a. Psychophys.* 1976. Vol. 20 (5). P. 360—366.
6. *Льюс Р., Галантер Е.* Психофизические шкалы // Психологические измерения. М., 1967. С. 111—195.
7. *Лунандин В. И., Коновалова Н. Ф., Казаченок Н. Н.* Субъективные шкалы количественной и качественной оценки в сенсорном восприятии // *Физиол. человека.* 1981. Т. 7, № 6. С. 1059—1062.
8. *Gibson R. H., Tomko D. L.* The relation between category and magnitude estimates of tactile intensity // *Percept. a. Psychophys.* 1972. Vol. 12 (2A). P. 135—138.
9. *Eister H., Montgomery H.* On theoretical and realizable ideal conditions in psychophysics: Magnitude and category scales and their relation // *Percept. a. Psychophys.* 1974. Vol. 16, no. 1. P. 157—168.

ОСОБЕННОСТИ ПСИХОФИЗИЧЕСКОГО ШКАЛИРОВАНИЯ У БОЛЬНЫХ НЕВРОЗАМИ

Неврозы — одно из наиболее частых нервно-психических заболеваний, общим патогенетическим механизмом которых является нарушение деятельности церебральных систем, обеспечивающих адаптацию к ситуациям, препятствующим удовлетворению потребностей. Вследствие этого возникает неадекватное поведение, нервная напряженность, с чувством неудовлетворенности, стресс с соответствующими эндокринными и вегетативными нарушениями [1, 2]. По И. П. Павлову, патогенетическим механизмом неврозов является перенапряжение нервных процессов.

В последнее время в психофизической литературе появляется все больше работ, направленных на изучение влияния индивидуальных психологических особенностей на процессы шкалирования [3—8]. Невроз сам по себе является интересной моделью нарушения потребностно-мотивационных и эмоционально-волевых систем мозга. Поэтому изучение особенностей психофизического шкалирования у больных неврозами в этом отношении представляет особый интерес. Также несомненную пользу принесет использование психофизических методов исследования при изучении психических расстройств и разработке методов их лечения.

В настоящей работе была применена методика психофизического шкалирования в ходе длительного эксперимента. Для выявления системности психических процессов, лежащих в основе психофизического шкалирования, применялись два вида раздражителей — слуховой и зрительный. Таким образом, в случае выявления закономерных изменений параметров шкалирования обоих видов раздражителей отражаются нейродинамические параметры не отдельного анализатора, а всего мозга как системы.

Методика исследований

В эксперименте участвовало две группы, по 30 испытуемых в каждой. Одна группа состояла из больных неврозами. Все

испытуемые данной группы исследовались до лечения, из них 12 человек — также после лечения. Вторая группа — здоровые испытуемые (контроль), 12 человек из общего числа которых исследовались дважды (для сравнения).

Применялась методика психофизического шкалирования слухового и зрительного раздражителей. С каждым испытуемым проводилось восемь серий опытов, из которых две серии со зрительным раздражителем и шесть — со звуковым. В качестве зрительных стимулов использовались белые круги площадью от 6,16 до 201,06 см², наклеенные на листы плотной черной бумаги форматом 30×30 см — всего 16 стимулов. Использовался метод оценки величины. Испытуемые должны были давать численную оценку каждому предъявляемому стимулу относительно эталонного (стандартного) стимула. Оценка стандартного стимула площадью 32,17 см² задавалась равной 20. Стимулы предъявлялись в случайном порядке.

В качестве звуковых стимулов использовались тональные звуковые сигналы с частотой 1 кГц в диапазоне от 30 до 90 дБ над порогом, которые предъявлялись в случайном порядке бинаурально через головные телефоны. Величина эталонного (стандартного) стимула составляла 60 дБ (в единицах уровня звукового давления над порогом) и принималась равной 10. Стандартный стимул предъявлялся перед каждой серией. Каждая серия состояла из 14 звуковых сигналов (30, 40, 50, 60, 70, 80 и 90 дБ), каждый из которых предъявлялся дважды.

Порядок следования серий был следующим: 1-я серия — зрительный стимул; 2—7-я серии — звуковой стимул; 8-я серия — зрительный стимул. Таким образом, мы могли проследить, как менялись параметры функции психофизического шкалирования от серии к серии при звуковой стимуляции и как это отражалось на оценках при зрительной стимуляции. Перерыв между сериями составлял 2—3 мин.

Для каждого испытуемого отдельно во всех восьми сериях определялась величина показателя степени функции Стивенса и ошибки регрессии. Данные обрабатывались на ЭВМ ЕС-1022 с точностью до 0,001.

Результаты опытов и их обсуждение

В табл. 1 представлены параметры функции психофизического шкалирования при звуковом (оценка громкости) и зрительном (оценка площади круга) стимулировании в ходе длительного эксперимента у больных неврозами и здоровых испытуемых. Значения $n \pm t \cdot s_n$ соответствуют среднему арифметиче-

Таблица 1

**Параметры функций психофизического шкалирования громкости
и площади круга в течение длительного эксперимента
у больных неврозами и здоровых испытуемых**

№ серии	Модальность	Больные неврозами		Здоровые испытуемые	
		$n \pm t \cdot s_n$	σ	$n \pm t \cdot s_n$	σ
1	Площадь круга	$0,704 \pm 0,027$	0,103	$0,681 \pm 0,028$	0,080
8	»	$0,691 \pm 0,032$	0,088	$0,675 \pm 0,028$	0,075
2	Громкость	$0,351 \pm 0,017$	0,110	$0,387 \pm 0,020$	0,134
3	»	$0,387 \pm 0,020$	0,119	$0,376 \pm 0,022$	0,128
4	»	$0,392 \pm 0,022$	0,122	$0,400 \pm 0,022$	0,125
5	»	$0,432 \pm 0,041$	0,147	$0,365 \pm 0,024$	0,121
6	»	$0,400 \pm 0,024$	0,145	$0,374 \pm 0,021$	0,118
7	»	$0,396 \pm 0,025$	0,143	$0,369 \pm 0,021$	0,108

Примечание. Для удобства сопоставления двух серий оценки площади круга здесь и в последующих таблицах 8-я серия приводится после 1-й.

скому экспонент степенной функции с доверительным интервалом для вероятности 95 %; σ — величина ошибки регрессии. Графически изменения этих параметров представлены на рис. 1.

Данные, представленные в табл. 1 и на рис. 1, свидетель-

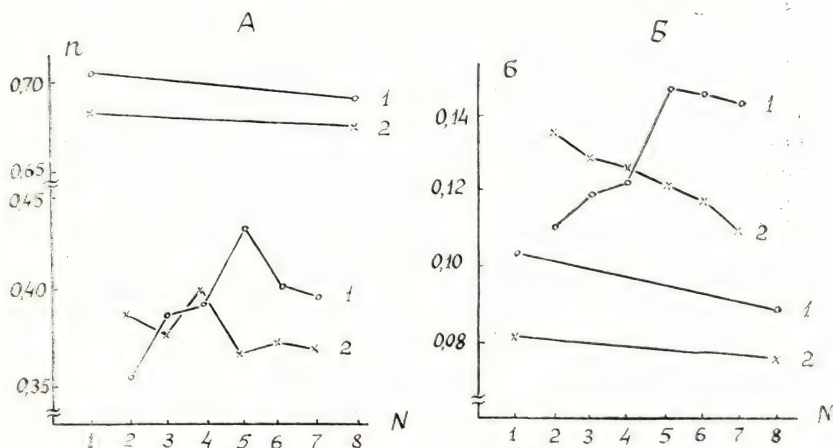


Рис. 1. Изменение величины показателя степени и ошибки регрессии в процессе эксперимента у больных неврозами и здоровых испытуемых: по оси абсцисс — номер серии, по оси ординат — величина экспоненты (А) и величина ошибки регрессии (Б); 1 — больные неврозами, 2 — здоровые испытуемые

ствуют о том, что изменения параметров психофизического шкалирования в ходе длительного эксперимента у больных неврозами и здоровых испытуемых имеют различный характер. Можно видеть, что у больных неврозами наблюдается тенденция к возрастанию величины экспоненты в опытах по шкалированию громкости с незначительным снижением ее в двух последних сериях. При этом, соответственно повышению величины экспоненты, увеличивается и ошибка регрессии. У здоровых испытуемых величина экспоненты функции шкалирования громкости от серии к серии испытывает колебания с общей тенденцией к ее снижению, причем, независимо от этих колебаний, величина ошибки регрессии от серии к серии уменьшается.

Можно предположить, что у здоровых испытуемых происходит своеобразная настройка функциональной системы оценки интенсивности звука с понижением интенсивности ощущения, которая приводит к уменьшению числа ошибок при оценивании стимулов, на что указывает снижение величины ошибки регрессии. У больных неврозами настройка функциональной системы оценки громкости с повышением интенсивности ощущения приводит к увеличению числа ошибок, о чем свидетельствует повышение ошибки регрессии. Поскольку величины стимулов во всех сериях опытов оставались постоянными при случайном порядке предъявления стимулов, то указанные изменения параметров психофизической функции должны возникать за счет внутренних механизмов.

Если иметь в виду, что интенсивность сигнала кодируется в нервной системе числом возбужденных нейронов и частотой их разрядов [9—11], то естественно предположить, что рост интенсивности ощущения у больных неврозами происходит за счет увеличения числа нервных структур в процессе оценки либо за счет повышения частоты их импульсации. Повышение величины ошибки регрессии указывает на то, что данный режим работы нервных структур приводит к срыву деятельности. У здоровых испытуемых снижение интенсивности ощущения происходит, по-видимому, за счет уменьшения числа нервных структур или частоты их импульсации в процессе оценки стимулов. Снижение ошибки регрессии в течение эксперимента указывает на оптимальный режим работы данной функциональной системы.

Результаты психофизического шкалирования хорошо согласуются с тем, что у больных неврозами повышенная возбудимость обычно сочетается с быстрой истощаемостью, которая сказывается в снижении работоспособности, повышенной утомляемости, астении [1, 2].

В табл. 2 представлены параметры функции психофизиче-

Таблица 2

**Параметры функции психофизического шкалирования громкости
и площади круга у больных невротами до и после лечения**

№ серии	Модальность	До лечения		После лечения	
		$n \pm t \cdot s_n$	σ	$n \pm t \cdot s_n$	σ
1	Площадь круга	$0,692 \pm 0,045$	0,108	$0,732 \pm 0,054$	0,084
8	»	$0,714 \pm 0,060$	0,093	$0,739 \pm 0,051$	0,091
2	Громкость	$0,396 \pm 0,024$	0,144	$0,483 \pm 0,049$	0,147
3	»	$0,431 \pm 0,023$	0,145	$0,440 \pm 0,042$	0,160
4	»	$0,456 \pm 0,033$	0,122	$0,519 \pm 0,061$	0,171
5	»	$0,501 \pm 0,047$	0,151	$0,474 \pm 0,063$	0,129
6	»	$0,429 \pm 0,037$	0,154	$0,492 \pm 0,058$	0,151
7	»	$0,475 \pm 0,043$	0,178	$0,443 \pm 0,050$	0,131

ского шкалирования больных невротами (12 человек) до и после лечения, которые графически отражены на рис. 2. Можно видеть, что параметры функции у больных невротами после лечения значительно изменяются и приближаются к таковым в норме. Необходимо отметить, что после лечения у больных невротами в течение эксперимента наблюдается общая тенденция понижения величины показателя степени и ошибки регрессии при оценке громкости.

Для сравнения с 12 испытуемыми из контрольной группы были проведены повторные исследования по указанной методи-

Таблица 3

**Параметры функции психофизического шкалирования громкости
и площади круга у здоровых испытуемых с интервалом 30—40 дней**

№ серии	Модальность	1-е исследование		2-е исследование	
		$n \pm t \cdot s_n$	σ	$n \pm t \cdot s_n$	σ
1	Площадь круга	$0,575 \pm 0,032$	0,065	$0,617 \pm 0,036$	0,058
8	»	$0,603 \pm 0,040$	0,071	$0,615 \pm 0,033$	0,077
2	Громкость	$0,398 \pm 0,024$	0,119	$0,346 \pm 0,024$	0,110
3	»	$0,347 \pm 0,028$	0,126	$0,340 \pm 0,027$	0,086
4	»	$0,388 \pm 0,028$	0,133	$0,345 \pm 0,019$	0,082
5	»	$0,378 \pm 0,028$	0,114	$0,351 \pm 0,030$	0,103
6	»	$0,347 \pm 0,024$	0,109	$0,358 \pm 0,028$	0,090
7	»	$0,349 \pm 0,029$	0,106	$0,323 \pm 0,020$	0,073

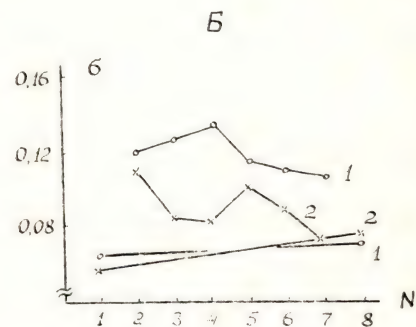
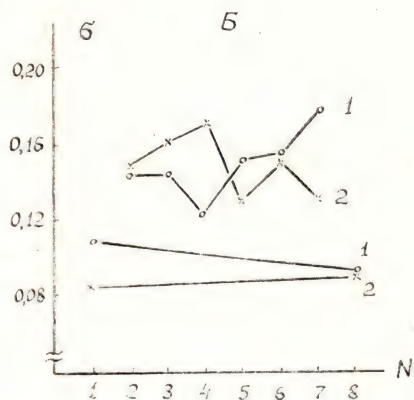
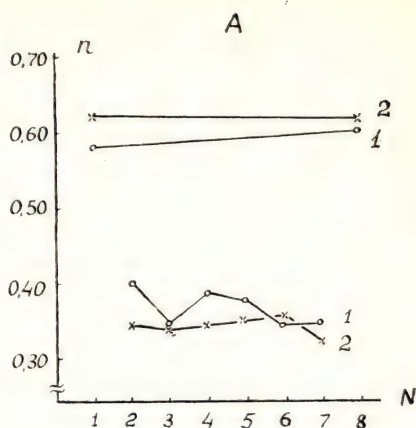
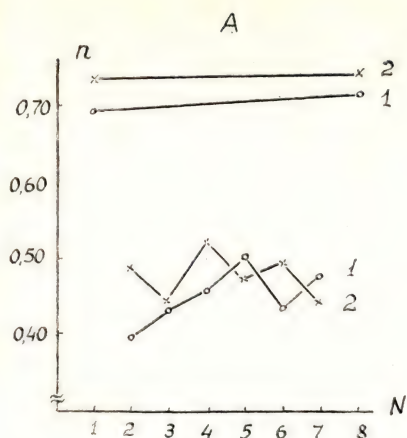


Рис. 2. Изменение величины показателя степени и ошибки регрессии в сериях длительного эксперимента у больных неврозами до и после лечения: 1 — больные до лечения, 2 — после лечения. Остальные обозначения те же, что на рис. 1

Рис. 3. Изменение величины показателя степени и ошибки регрессии в сериях длительного эксперимента у здоровых испытуемых при повторном исследовании:

1 — первое исследование, 2 — второе исследование. Остальные обозначения те же, что на рис. 1

ке через 30—40 дней (что примерно соответствует курсу лечения больных неврозами). Результаты этих опытов представлены в табл. 3 и на рис. 3. Можно видеть, что при сравнительно одинаковом характере изменения параметров функций шкалирования громкости и площади круга у испытуемых происходит уменьшение диапазона вариаций величины показателя степени

Таблица 4

**Зависимость параметров функции психофизического шкалирования
при оценке громкости и площади круга
в течение длительного эксперимента
у больных неврозами и здоровых испытуемых**

№ серии	Модальность	Больные неврозами				Здоровые испытуемые			
		1-я подгруппа		2-я подгруппа		1-я подгруппа		2-я подгруппа	
		$n \pm t \cdot s_n$	σ	$n \pm t \cdot s_n$	σ	$n \pm t \cdot s_n$	σ	$n \pm t \cdot s_n$	σ
1	Площадь круга	$0,717 \pm 0,040$	0,107	$0,734 \pm 0,034$	0,097	$0,741 \pm 0,040$	0,087	$0,623 \pm 0,037$	0,073
8	»	$0,624 \pm 0,040$	0,080	$0,792 \pm 0,044$	0,100	$0,641 \pm 0,038$	0,074	$0,709 \pm 0,040$	0,076
2	Громкость	$0,338 \pm 0,022$	0,107	$0,370 \pm 0,023$	0,114	$0,372 \pm 0,032$	0,128	$0,402 \pm 0,024$	0,140
3	»	$0,380 \pm 0,026$	0,126	$0,397 \pm 0,027$	0,106	$0,329 \pm 0,027$	0,118	$0,423 \pm 0,032$	0,138
4	»	$0,389 \pm 0,029$	0,128	$0,399 \pm 0,037$	0,112	$0,327 \pm 0,027$	0,091	$0,473 \pm 0,022$	0,159
5	»	$0,402 \pm 0,032$	0,132	$0,477 \pm 0,042$	0,169	$0,317 \pm 0,023$	0,084	$0,413 \pm 0,033$	0,158
6	»	$0,393 \pm 0,029$	0,147	$0,412 \pm 0,039$	0,141	$0,313 \pm 0,023$	0,106	$0,435 \pm 0,026$	0,130
7	»	$0,364 \pm 0,029$	0,134	$0,444 \pm 0,033$	0,148	$0,285 \pm 0,026$	0,087	$0,453 \pm 0,026$	0,129

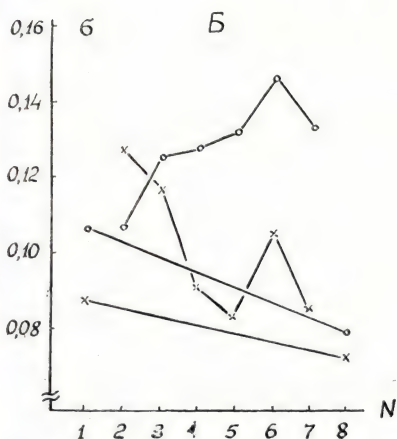
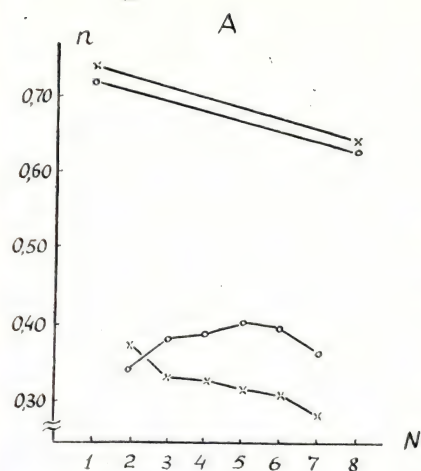


Рис. 4. Изменение величины показателя степени и ошибки регрессии в сериях длительного эксперимента у испытуемых 1-й подгруппы. Обозначения те же, что на рис. 1

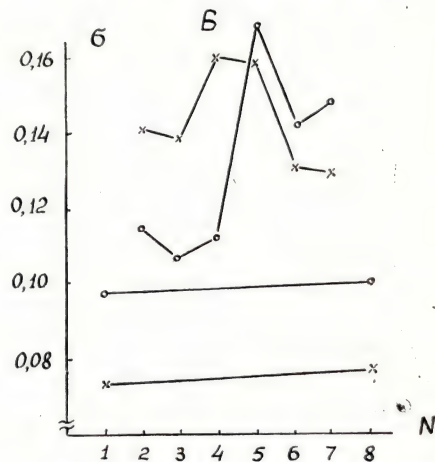
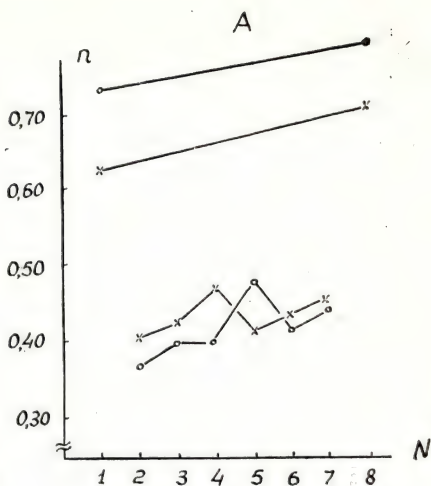


Рис. 5. Изменение величины показателя степени и ошибки регрессии в сериях длительного эксперимента у испытуемых 2-й подгруппы. Обозначения те же, что на рис. 1

при шкалировании громкости (на рис. 3 — сглаживание кривой) и снижение средней величины ошибки регрессии. Можно предположить, что такие изменения параметров функции психофизического шкалирования отражают степень тренированности испытуемых.

В ходе анализа индивидуальных показателей психофизического шкалирования площади круга было установлено, что в обеих группах испытуемых имеются индивидуумы, у которых на протяжении эксперимента величина показателя степени функции Стивенса в последней серии уменьшается, по сравнению с первой серией, у других она, наоборот, увеличивается. Опыты по психофизическому шкалированию при зрительной стимуляции были введены в методику специально для изучения системности процессов шкалирования, т. е. выявления взаимосвязи закономерностей шкалирования громкости со шкалированием площади круга.

С этой целью в ходе анализа обе группы испытуемых были разбиты на две подгруппы, в зависимости от увеличения или уменьшения величины экспоненты при оценке площади круга в начале и конце опыта. В первую подгруппу вошли испытуемые, у которых величина экспоненты в восьмой серии была меньше ($p_1 > p_8$), во вторую — больше соответствующего значения в первой серии опыта. Проводился раздельный анализ результатов для больных и здоровых испытуемых. Оказалось, что группа здоровых состоит из двух одинаковых подгрупп (по 15 испытуемых в каждой). Группа больных неврозами включает в себя 18 испытуемых 1-й и 12 испытуемых 2-й подгруппы. Результаты анализа представлены в табл. 4 и на рис. 4 и 5.

Рассмотрим сначала две подгруппы здоровых испытуемых, которые представляются в этом отношении более наглядными. В 1-й подгруппе при статистически достоверном снижении величины экспоненты в сериях оценки площади круга происходит снижение экспоненты и в сериях оценки громкости, причем различия в первой и последней сериях также достоверны. При этом в обоих случаях снижается величина ошибки регрессии. Во 2-й подгруппе испытуемых при статистически достоверном повышении экспоненты в восьмой серии (по сравнению с первой) наблюдается тенденция к повышению экспоненты в сериях оценки громкости, причем различия между 2-й и 7-й сериями также достоверны. При этом в сериях оценки громкости наблюдается понижение величины ошибки регрессии, т. е. повышение величины показателя степени у данной подгруппы испытуемых не ведет к возрастанию ошибок при шкалировании громкости.

Таким образом, мы располагаем двумя различными функциональными системами отражения стимулов внешней среды, причем механизмы их функционирования имеют системный характер. При одном и том же стимулировании в одном случае происходит рост интенсивности ощущения, в другом интенсивность ощущения снижается, причем в обоих случаях это ведет

к снижению ошибок в процессе оценки, т. е. обе функциональные системы работают в оптимальном режиме.

Теперь рассмотрим, что происходит в данном случае при патологии. Как можно видеть из табл. 4 и рис. 4 и 5, у испытуемых 1-й подгруппы больных неврозами при шкалировании громкости величина экспоненты возрастает со 2-й по 5-ю серии; в 6-й и 7-й сериях величина экспоненты уменьшается, и та же тенденция сохраняется в 8-й серии (при оценке площади круга). При этом величина ошибки регрессии шкалирования громкости возрастает. У испытуемых 2-й подгруппы рост величины экспоненты при шкалировании громкости и площади круга сопровождается также ростом величины ошибки регрессии. Таким образом, у больных неврозами изменение параметров функции психофизического шкалирования в ходе длительного эксперимента имеет одинаковую тенденцию при обоих видах раздражителей, т. е. носит системный характер. При этом обе подгруппы больных неврозами отличаются от здоровых испытуемых возрастанием величины ошибки регрессии в ходе эксперимента. У здоровых испытуемых 1-й подгруппы происходит закономерное снижение величины показателя степени во всех сериях опытов, в то время как у больных неврозами той же подгруппы она в первых сериях повышается, а затем снижается. Больные неврозами 2-й подгруппы отличаются от здоровых испытуемых той же подгруппы более выраженным возрастанием величины показателя степени.

Выводы

1. В опытах по субъективной оценке громкости и площади круга в двух группах испытуемых (здоровые и больные неврозами) показано достоверное различие изменения показателей оценки в ходе длительного эксперимента.

2. Группа больных неврозами после соответствующего лечения обнаруживает изменение параметров шкалирования, которые становятся аналогичными группе здоровых испытуемых.

3. У здоровых испытуемых в результате повторных опытов выявлено повышение степени тренированности.

4. В результате анализа данных по подгруппам установлено свойство системности процессов шкалирования, независимое от модальности сенсорных стимулов.

5. Методика психофизического шкалирования может быть использована в неврологической клинике как достаточно надежный показатель нейродинамики психических процессов при дифференциальной диагностике больных неврозами, а также позволит вести контроль в процессе их лечения.

ЛИТЕРАТУРА

1. Свядош А. М. Неврозы. М., 1982.
2. Айрапетянц М. Г., Вейн А. М. Неврозы в эксперименте и в клинике. М., 1982.
3. Jones F. N., Mar us J. J. The subject effect in judgments of subjective magnitude // J. Exp. Psychol. 1961. Vol. 61, no. 1. P. 40—44.
4. Reason J. T. Some correlates of the loudness function // J. of Sound a. Vibration. 1972. Vol. 20 (3). P. 305—309.
5. Reason J. T. Individual differences in auditory reaction time and loudness estimation // Percept. a. Motor Skills. 1968. Vol. 26. P. 1089—1090.
6. Ратанова Т. А. Сила нервной системы и интенсивность ощущения // Вопр. психологии. 1975. № 5. С. 34—45.
7. Ратанова Т. А. Дифференциальная громкостная чувствительность, сила нервной системы и психофизические шкалы громкости // Вопр. психологии. 1983. № 1. С. 122—129.
8. Чуприкова Н. И. Об уточнении физиологического смысла и стандартизации двигательной методики В. Д. Небылицына по определению силы нервной системы // Психофизиологические вопросы становления профессионала. М., 1976. С. 181—207.
9. Mansfield R. J. W. Psychophysics and the neutral basis of information processing // Advances in psychophysics / Ed. H. G. Geissler, Yu. M. Zabrodin. Berlin, 1976. P. 349—376.
10. Кэндел Э. Клеточные основы поведения. М., 1980.
11. Стивенс Ч. Нейрон // Мозг / Под ред. П. В. Симонова. М., 1982. С. 31—57.

ОБ ИЗМЕНЕНИИ ПАРАМЕТРОВ ФУНКЦИИ СТИВЕНСА В ПРОЦЕССЕ ДЛИТЕЛЬНОГО ЭКСПЕРИМЕНТА У ОЛИГОФРЕНОВ

Психофизику можно определить как психологическую дисциплину, изучающую количественные соотношения между физическими характеристиками внешней и внутренней среды и особенностями ощущения, восприятия и памяти. Классические методы психиатрии и патопсихологии позволяют обычно лишь констатировать наличие качественных нарушений психических функций, но не дают возможности получить их количественную характеристику. После длительных споров психологи и психиатры пришли к выводу, что применение количественных методов для уточнения диагностики и выявления имеющихся нарушений допустимо с учетом индивидуальных особенностей больных. Уже имеются результаты исследований, свидетельствующие об успешном применении психофизических методов для изучения ряда психических заболеваний [1—3]. В отношении олигофрении подобных работ пока не проводилось.

Олигофрения для психофизических исследований интересна тем, что у олигофренов больше всего страдает не собственно сенсорная чувствительность, а механизм принятия решения. Длительный эксперимент применительно к олигофрении в степени дебильности удобен тем, что его можно рассматривать одновременно с двух точек зрения: с одной стороны — это обучающий, тренирующий эксперимент, с другой стороны — это эксперимент, вызывающий утомление, т. е. понижение работоспособности и увеличение ошибок в оценке стимулов. Некоторые авторы [4—6] сообщают о низкой работоспособности олигофренов, быстрой утомляемости, медленной обучаемости, однако все это — лишь качественные характеристики имеющихся нарушений психики. Анализируя причины низкой работоспособности олигофренов, М. С. Певзнер [4] на основе собственных материалов и данных других исследователей предположил, что резкое снижение работоспособности связано с грубым нарушением корковой нейродинамики. А. М. Иваницкий [7] на основании электроэнцефалографических исследований предположил, что в основе понижения работоспособности лежит нарушение

функционального взаимодействия коры и ретикулярной формации. Характерной особенностью олигофрении является отставание в развитии структур головного мозга и их функций, формирующихся в процессе фило- и онтогенеза в последнюю очередь, т. е. структур, ответственных за механизм принятия решения [4—7].

Целью настоящей работы было проверить, как изменяются параметры функции субъективной оценки кинестетических раздражителей у олигофренов в процессе развития утомления и одновременного обучения испытуемых в зависимости от индивидуальных особенностей психики.

Методика исследований

В качестве испытуемых в эксперименте участвовали больные олигофренией в степени дебильности в возрасте 17—18 лет. Задача испытуемых состояла в том, чтобы давать адекватную количественную оценку кинестетических раздражителей, величина которых изменялась в процессе опыта в возрастающем, убывающем и случайном порядке и снова (без перерыва) — в возрастающем, убывающем и случайном порядке. В качестве стимулов использовались диски разного диаметра, размер которых испытуемые оценивали тактильно (без зрительного контроля). В качестве стандартного стимула использовался диск наименьшего диаметра, которому присваивалось численное значение, равное 1. Испытуемый должен был давать оценку размера всех остальных дисков по отношению к величине стандарта. Весь эксперимент для каждого испытуемого занимал 20—25 мин. Размеры предъявляемых дисков приведены в табл. 1.

Обработка полученных результатов проводилась следующим образом. Субъективные оценки переводились в десятичные логарифмы. Методом наименьших квадратов с линейным уравнением регрессии в логарифмических координатах определялась величина показателя степени функции Стивенса и ошибка регрессии для каждого испытуемого. Всего в опытах участвовало 30 детей, обучающихся в 8 классе специальной школы-интерната.

Результаты опытов и их обсуждение

Анализ полученных результатов позволил разделить всех испытуемых на четыре группы, в зависимости от изменения показателя степени и ошибки регрессии в первой и второй сериях

Таблица 1

Размеры дисков, предъявляемых в эксперименте

№ п/п	Диаметр диска, см	Площадь диска, см ²	Логарифм площади
1	2,0	4,0	0,6
2	2,6	6,5	0,8
3	3,2	9,9	1,0
4	4,0	16,4	1,2
5	5,2	26,5	1,4
6	6,2	38,4	1,6
7	8,0	63,2	1,8
8	9,8	97,0	2,0
9	12,6	158,8	2,2
10	15,7	246,5	2,4

эксперимента. Усредненные данные по каждой группе представлены в табл. 2—5, где $n \pm t \cdot s_n$ соответствует величине показателя степени с доверительным интервалом для вероятности 95 %, σ — ошибка регрессии; I — серия возрастания стимулов, D — серия убывания и Y — случайное предъявление стимулов. В первую группу вошли 7 испытуемых, у которых наблюдается увеличение показателя степени функции Стивенса во второй серии опыта при любом порядке предъявления стимулов с одновременным снижением ошибки регрессии в субсериях I и D. В то же время, при случайном предъявлении стимулов величина ошибки регрессии у испытуемых 1-й группы возрастает.

Испытуемые этой группы характеризуются трудной управляемостью, неусидчивостью, подвижностью, постоянной моторной возбужденностью, неустойчивостью внимания и его легкой переключаемостью, ослабленной памятью, сниженной работоспособностью.

Таблица 2

Изменение параметров функции психофизического шкалирования в ходе длительного эксперимента у первой группы испытуемых

Порядок предъявления	1-я серия		2-я серия	
	$n \pm t \cdot s_n$	σ	$n \pm t \cdot s_n$	σ
I	$0,806 \pm 0,082$	0,149	$0,892 \pm 0,055$	0,099
D	$0,902 \pm 0,066$	0,120	$0,927 \pm 0,050$	0,090
V	$0,931 \pm 0,061$	0,111	$0,963 \pm 0,070$	0,129

Таблица 3

Изменение параметров функции психофизического шкалирования в ходе длительного эксперимента у второй группы испытуемых

Порядок предъявления	1-я серия		2-я серия	
	$n \pm t \cdot s_n$	σ	$n \pm t \cdot s_n$	σ
I	$0,807 \pm 0,058$	0,104	$0,905 \pm 0,094$	0,169
D	$0,809 \pm 0,116$	0,212	$0,806 \pm 0,118$	0,215
V	$0,854 \pm 0,078$	0,141	$0,869 \pm 0,106$	0,194

Таблица 4

Изменение параметров функции психофизического шкалирования в ходе длительного эксперимента у третьей группы испытуемых

Порядок предъявления	1-я серия		2-я серия	
	$n \pm t \cdot s_n$	σ	$n \pm t \cdot s_n$	σ
I	$1,036 \pm 0,112$	0,203	$0,649 \pm 0,075$	0,126
D	$1,027 \pm 0,134$	0,243	$0,699 \pm 0,070$	0,125
V	$0,897 \pm 0,122$	0,222	$0,669 \pm 0,080$	0,146

Таблица 5

Изменение параметров функции психофизического шкалирования в ходе длительного эксперимента у четвертой группы испытуемых

Порядок предъявления	1-я серия		2-я серия	
	$n \pm t \cdot s_n$	σ	$n \pm t \cdot s_n$	σ
I	$0,724 \pm 0,042$	0,112	$0,454 \pm 0,060$	0,111
D	$0,712 \pm 0,090$	0,208	$0,370 \pm 0,120$	0,298
V	$0,681 \pm 0,068$	0,112	$0,401 \pm 0,065$	0,118

Во вторую группу объединены 8 испытуемых, у которых наблюдается увеличение показателя степени функции Стивенса во второй серии при возрастающем и случайном предъявлении с одновременным повышением ошибки регрессии при всех предъявлениях. В то же время в серии убывания происходит незначительное снижение величины показателя степени (табл. 3).

С психологической стороны испытуемые этой группы харак-

теризуются подвижностью, отвлекаемостью, неустойчивостью внимания, ослабленной памятью. Работоспособность и переключаемость внимания несколько ниже, чем в первой группе.

В третью группу вошли 8 испытуемых, у которых во второй серии при любом предъявлении стимулов происходит снижение как показателя степени, так и величины ошибки регрессии (табл. 4).

С психологической стороны испытуемые этой группы характеризуются общей медлительностью. Работоспособность несколько выше, чем в предыдущих группах. Усидчивы, внимание понижено, но активность и переключаемость выше, чем в 1-й и 2-й группах.

Наконец, в четвертую группу вошли 7 испытуемых, у которых при достоверном снижении показателя степени во второй серии эксперимента происходит повышение ошибки регрессии (табл. 5).

Испытуемые четвертой группы с психологической стороны характеризуются медлительностью, усидчивостью, работоспособность примерно такая же, как и в третьей группе, но переключаемость внимания ниже.

Сравнивая полученные результаты по группам, можно причислить первую и вторую группы к категории возбудимых, а третью и четвертую — к категории тормозных (согласно их психологическим характеристикам). В таком случае, с точки зрения нейродинамики нервных процессов, преобладанию процессов возбуждения в нервной системе соответствует повышение показателя степени психофизической функции во второй серии. Увеличение же ошибки соответствует развитию утомления. Испытуемые второй группы отличаются от испытуемых первой группы меньшей работоспособностью, более низкой концентрацией внимания, в результате чего наблюдается возрастание ошибки регрессии.

Преобладанию процессов торможения соответствует снижение показателя степени во второй серии при любом предъявлении стимулов. Испытуемые третьей группы, имеющие самую высокую работоспособность, отличаются от других групп одновременным снижением показателя степени и ошибки регрессии во второй серии при любом предъявлении стимулов. У испытуемых второй и четвертой групп происходит повышение ошибки регрессии во второй серии, что связано с трудностью переключения внимания. Испытуемые второй группы обладают низкой концентрацией внимания и не могут длительно удерживать его на одном стимуле; в то же время испытуемые четвертой группы концентрируют внимание на одном стимуле и с трудом переключают его на другой. Однако рассеянность и концентра-

ция внимания усиливаются во второй серии эксперимента при нарастании утомления в нервной системе.

Чтобы лучше понять полученные результаты, обратимся к некоторым исследованиям, проведенным на нормальных испытуемых. Так, Т. А. Ратанова [8], опираясь в своих исследованиях на введенное И. П. Павловым понятие о силе — слабости нервной системы, нашла, что лицам с «сильной» нервной системой присущи более сильные ощущения в области больших значений стимулов и, соответственно, больший прирост силы ощущения. «Слабым» лицам более сильные ощущения присущи в области малых величин стимулов. Идею о зависимости между силой нервной системы и ее чувствительностью выдвинул Б. М. Теплов, а экспериментально разработал и подтвердил В. Д. Небылицын [9, 10]. В частности, он нашел, что зрительная и слуховая чувствительность оказываются в обратном отношении к силе нервной системы. Слабая нервная система характеризуется большей сенсорной чувствительностью (меньшим абсолютным порогом), чем сильная, более высокой реактивностью и легкой возбудимостью в ответ на слабые раздражители [9].

В результате работ ряда авторов [8, 11—13] стало ясно, что в «сильной» нервной системе при усилении внешней стимуляции «мощность» нервного возбуждения (подразумевается количество возбуждающихся нейронов и частота их разрядов) нарастает более круто, чем в «слабой» нервной системе, а в работе [14] экспериментально доказано, что большей силе нервной системы соответствует больший показатель степени функции Стивенса.

О силе или слабости нервной системы у больных олигофренией говорить затруднительно, но если в качестве критерия сохранности нервных клеток и их функций брать уровень работоспособности, то получается, что испытуемые третьей группы, имеющие самую высокую работоспособность, имеют и самый высокий показатель степени в первой серии при всех предъявлениях, что характерно и для здоровых [14]. В той же третьей группе испытуемых во второй серии эксперимента происходит снижение показателя степени функции шкалирования и ошибки регрессии, что согласуется с данными И. А. Даниленко [15] по тренировке нормальных испытуемых на предъявление кругов разной площади: при возрастании тренированности происходит уменьшение показателя степени и ошибки регрессии. У испытуемых четвертой группы также происходит снижение показателя степени, но одновременно возрастает и ошибка регрессии — следовательно, параллельно с тренированностью возрастает и утомление в нервной системе.

Выводы

1. При шкалировании величины кинестетического раздражителя у больных олигофренией с преобладанием процессов возбуждения наблюдается тенденция к повышению показателя степени в процессе длительного эксперимента.

2. У олигофренов с преобладанием процессов торможения происходит снижение показателя степени в ходе эксперимента.

3. Большей работоспособности испытуемых соответствует больший показатель степени, который снижается в процессе тренировки.

4. Увеличение ошибки регрессии функции Стивенса связано с нарастанием утомления в нервной системе.

5. Уменьшение ошибки регрессии функции Стивенса отражает переход к более оптимальной стратегии оценки сенсорного стимула.

ЛИТЕРАТУРА

1. Бардин К. В., Забродин Ю. М., Иваницкий А. М., Матвеева Л. В. Особенности регуляции сенсорно-перцептивного процесса при некоторых психических расстройствах // Психофизика сенсорных систем / Под ред. Б. Ф. Ломова и Ю. М. Забродина. М., 1979. С. 153—187.
2. Забродин Ю. М., Фришман Е. З. Индивидуальные особенности сенсорной чувствительности в норме и патологии // Психофизические исследования / Под ред. Б. Ф. Ломова и Ю. М. Забродина. М., 1977. С. 246—263.
3. Корж Н. Н., Забродин Ю. М. Модель патологического состояния сенсорной системы // Журн. невропатологии и психиатрии. 1975. Т. 75. С. 1660—1665.
4. Певзнер М. С. Дети-олигофрены. М., 1959. С. 5—468.
5. Рубинштейн С. Я. Психология умственно отсталого школьника. М., 1979.
6. Фрейеров О. Е. Легкие степени олигофрении. М., 1964.
7. Иваницкий А. М. Экспериментальные модели и патогенез олигофрении // Нейрофизиологический анализ врожденных поражений мозга. М., 1966. С. 220—227.
8. Ратанова Т. А. Абсолютная слуховая чувствительность и физиологическая сила подпороговых раздражителей // Вопр. психологии. 1984. № 2. С. 112—121.
9. Небылицын В. Д. О соотношении между чувствительностью и силой нервной системы // Типологические особенности высшей нервной деятельности человека. М., 1956. С. 207—216.
10. Теплов Б. М., Небылицын В. Д. Изучение основных свойств нервной системы и их значение для психологии индивидуальных различий // Вопр. психологии. 1963. № 5. С. 38—47.
11. Ильин Е. П. Изучение физиологической природы силы нервной системы по возбуждению // Вопр. психологии. 1979. № 2. С. 74—84.
12. Ратанова Т. А. Сила нервной системы и интенсивность ощущений // Вопр. психологии. 1975. № 5. С. 34—45.
13. Чуприкова Н. И., Ратанова Т. А. Величина ощущений, объективные

реакции организма на стимулы возрастающей интенсивности и сила нервной системы // Психол. журн. 1983. Т. 4, № 6. С. 39—40.

14. Ратанова Т. А. Дифференциальная громкостная чувствительность, сила нервной системы и психофизические шкалы громкости // Вопр. психологии. 1983. № 1. С. 122—129.

15. Даниленко И. А. Экспериментальное исследование и анализ изменений величины экспоненты степенного закона Стивенса // Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1982. С. 43—54.

ХАРАКТЕРИСТИКИ ВЫЗВАННЫХ ПОТЕНЦИАЛОВ И УСЛОВНОЙ НЕГАТИВНОЙ ВОЛНЫ ПРИ СУБЪЕКТИВНОЙ ОЦЕНКЕ ЯРКОСТИ СТИМУЛОВ

Как известно, любой перцептивный акт сочетает в себе две взаимосвязанные стороны — объективную и субъективную. Субъективность восприятия обусловлена зависимостью оценки внешних стимулов от преднастройки, установки, личного опыта испытуемого, его функционального состояния и других индивидуальных особенностей. Каждый из этих факторов может существенно влиять на адекватность оценки, а при определенных условиях приводить к ошибкам восприятия. Экспериментальные ситуации, в которых возникает рассогласование, несоответствие между истинными характеристиками стимулов и их оценкой испытуемым, представляют особый интерес, так как позволяют вычленять (а следовательно, и изучать) именно субъективную сторону восприятия. До недавнего времени исследования подобного рода проводились лишь в рамках чисто психологического подхода. Однако в последние годы в литературе стали появляться оригинальные психофизиологические работы, выполненные с применением метода вызванных потенциалов (ВП) и посвященные поиску корреляций между различными параметрами ВП и ощущением, которое переживает субъект в ответ на предъявляемые стимулы. Интересный в этом отношении материал содержится в работах Л. М. Пучинской [1—3]. По данным автора, в определенных ситуациях именно восприятие, даже если оно не совпадает с действительными параметрами стимулов, отражается в характере ВП. Так, если испытуемый разные стимулы видит как одинаковые, ВП на эти стимулы не имеют достоверных различий, но ВП становятся разными, если субъект замечает различия между стимулами. О близких результатах сообщается также в ряде других работ [4, 5]. Характерно, что, по данным этих исследований, субъективная оценка стимулов находит свое отражение в ВП центральных и фронтальных областей, в то время как ВП, зарегистрированные в проекционных зонах, отражают только объективные характеристики стимулов. Надо сказать, что факты подобного рода могут оказать-

ся полезными для понимания механизмов, лежащих в основе формирования субъективной оценки.

Следует отметить, что наряду с ВП большой интерес в последнее время начинают вызывать так называемые медленные электрические потенциалы мозга (МЭП), к числу которых относятся, в частности, условная негативная волна (УНВ), а также ряд других феноменов. Популярность этих показателей не случайна и объясняется их тесной взаимосвязью с такими аспектами психической деятельности, как внимание, ожидание, мотивация, намерение и др. [6—8]. К сожалению, на сегодняшний день в литературе ощущается явный недостаток данных, касающихся влияния МЭП на характеристики восприятия, хотя отдельные сообщения говорят в пользу наличия такого влияния. Так, например, И. А. Корсаков и Л. В. Матвеева [9] показали, что медленная электрическая активность способна модулировать чувствительность анализатора, в частности, при ошибках восприятия негативное отклонение потенциала оказывалось значительно сниженным. В другой работе [10] испытуемых обучали менять уровень негативации коры с помощью биологической обратной связи. Оказалось, что на фоне произвольного увеличения негативности некоторые задачи выполняются испытуемыми эффективнее и быстрее. Как полагают авторы, уровень негативации коры отражает неспецифическую предоперативную активность мозга в задачах, где существенны время двигательной реакции, обнаружение сигнала, арифметический счет.

Таким образом, вышеизложенные факты свидетельствуют о перспективности изучения ВП и МЭП в исследованиях, посвященных анализу субъективных аспектов восприятия. В настоящей работе была предпринята попытка ответить на вопрос, существует ли взаимосвязь между субъективной оценкой стимулов и параметрами ВП и МЭП в условиях, когда оценка стимулов испытуемым не совпадает с их реальными физическими характеристиками.

Методика исследований

Настоящее исследование выполнено на здоровых испытуемых — добровольцах, студентах университета.

Эксперименты были спланированы следующим образом: испытуемому на экране тахистоскопа предъявлялось последовательно два зрительных стимула, интервал между которыми составлял 2 с. Интервал между сочетаниями стимулов составлял 12 с. Стимулы представляли собой вспышки света средней интенсивности длительностью 20 мс. Оба стимула были абсолютно

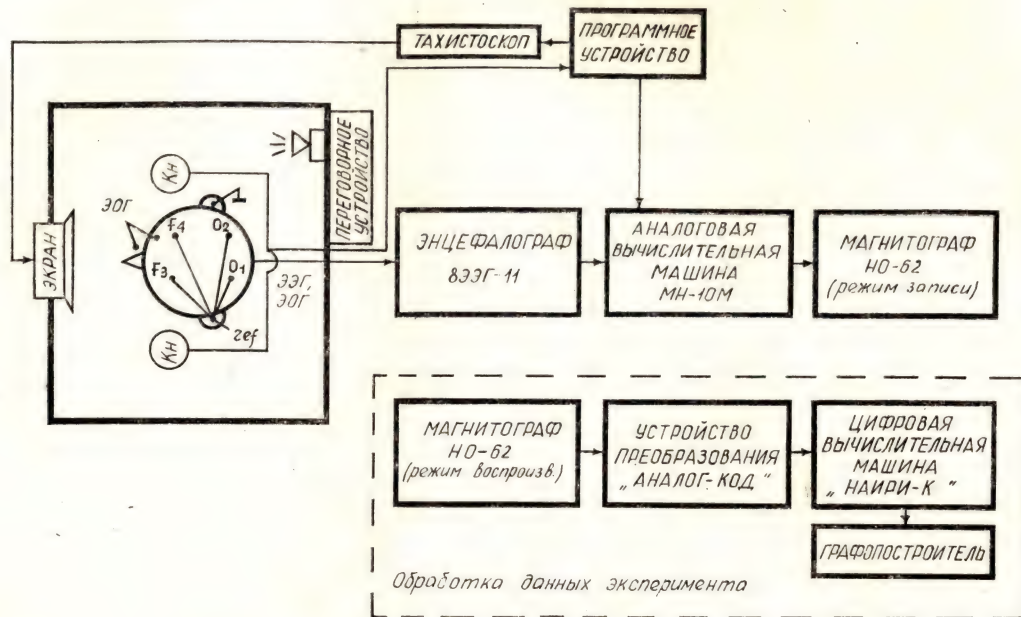


Рис. 1. Блок-схема проведения экспериментов и обработки данных

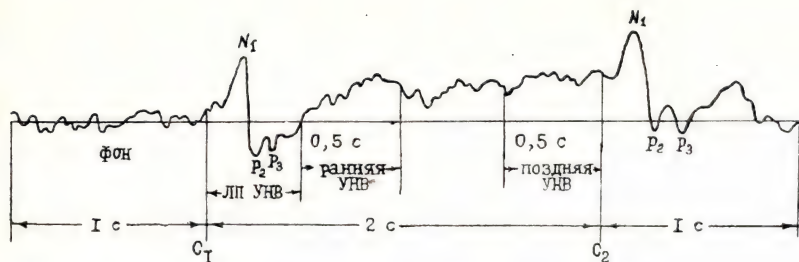


Рис. 2. Типичный усредненный ответ и измерения, осуществляемые при его анализе

идентичными, однако испытуемый об этом не знал, так как в инструкции ему сообщалось, что второй стимул может быть либо более ярким, либо более тусклым по сравнению с первым стимулом. Специально отмечалось, что отличие в яркости едва уловимо и требует определенных усилий для обнаружения. Перед испытуемым ставилась следующая задача — спустя 1—2 с после предъявления второго стимула нажать на кнопку левой или правой рукой в зависимости от собственной оценки его яркости. При отсутствии уверенности в своей оценке испытуемому предлагалось не нажимать на кнопки. С целью контроля возможных влияний, связанных с нажатием на кнопку, условия ответа в разных сериях менялись: в 1-й и 3-й сериях испытуемого просили отвечать на более яркий стимул правой рукой, а во 2-й и 4-й сериях — левой.

С целью повышения мотивации испытуемого, а также для более полного его вовлечения в выполняемую задачу в эксперимент была введена так называемая ложная обратная связь. Сигналом обратной связи служила точно такая же вспышка света, которая по случайному закону либо предъявлялась, либо не предъявлялась испытуемому через 1 с после нажатия на кнопку. В инструкции сообщалось, что появление вспышки соответствует правильному ответу, а отсутствие — ошибке. Согласно отчетам всех испытуемых, сигнал обратной связи помогал им в работе и способствовал поддержанию устойчивого интереса к задаче.

На рис. 1 приведена блок-схема эксперимента. Световые стимулы проецировались на экран тахистоскопа, который имел размеры 100×100 мм и располагался на уровне глаз испытуемого на расстоянии 2 м от его лица. Для предъявления стимулов использовалось специальное устройство, сконструированное на базе программного счетчика Ф-5129 и частотомера-хронометра Ф-5080.

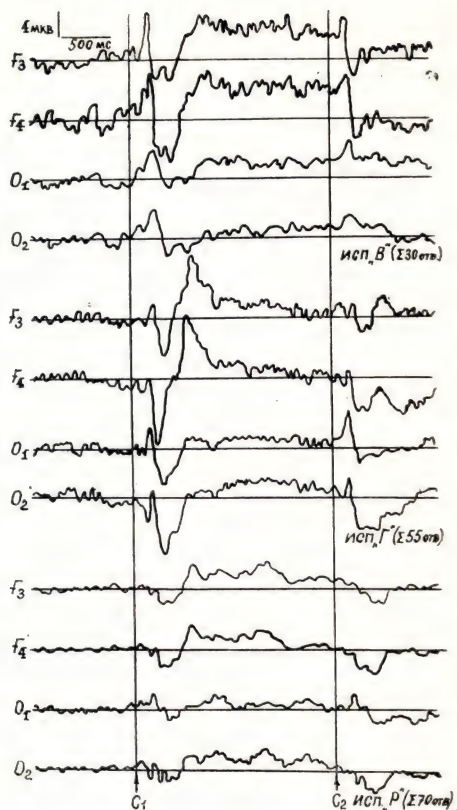


Рис. 3. Примеры усредненных ответов, полученных у разных испытуемых при выполнении ими задачи на оценку сравнительной яркости двух последовательно предъявляемых стимулов (C_1 и C_2)

Электроэнцефалограмма (ЭЭГ) регистрировалась монополярно с помощью хлорсеребряных дисковых электродов ($Ag - AgCl$), которые располагались на поверхности головы человека в соответствии с международной системой отведений 10—20. Активные электроды помещались в точках F_3 , F_4 и O_1 , O_2 . Индифферентный электрод укреплялся на мочке левого уха, а заземляющий — на мочке правого уха. Переходные сопротивления не превышали 15 кОм. В целях контроля вертикальных движений глаз осуществлялась биполярная регистрация электроокулограммы (ЭОГ) с помощью двух электродов, один из которых располагался чуть выше надбровной дуги, а другой — около нижнего края глазной впадины. Пробы, в которых колебания ЭОГ превышали 50 мкВ, исключались из рассмотрения.

Для регистрации электрофизиологической информации ис-

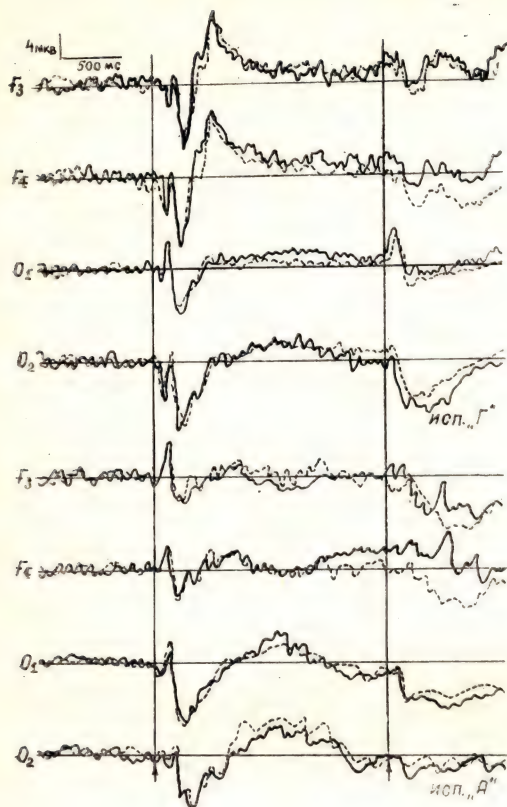


Рис. 4. Усредненные вызванные ответы, полученные у испытуемых А. и Г. в условиях, когда второй стимул воспринимался как более тусклый (сплошная линия) и как более яркий (пунктирная линия) по сравнению с первым стимулом

пользовался 8-канальный электроэнцефалограф 8ЭЭГ-112, одновременно весь эксперимент с целью последующей обработки записывался на магнитную ленту с помощью 7-канального магнитофона НО-62. Один из каналов магнитофона использовался для записи речевого сопровождения в ходе эксперимента. Постоянная времени для ЭЭГ и ЭОГ устанавливалась равной 1,5 с. Верхняя частота среза составляла 15 Гц.

Обработка данных опыта осуществлялась после эксперимента с помощью ЦВМ «Наири-К». Для ввода информации в ЦВМ исходный ЭЭГ-процесс посредством аналого-цифрового преобразователя (Ф-4221) квантовался с частотой 50 отсч./с. Процедура усреднения ВП и вычисление соответствующих статистик выполнялись на ЦВМ по специальной программе. Окончательные результаты обработки распечатывались на цифropечатающ-

щем устройстве, а сам график усредненного ответа выводился на планшет двухкоординатного самописца (ПДП-4).

На рис. 2 представлен типичный усредненный ответ и измерения, выполняемые при его анализе. Общая эпоха анализа составляла 4 с: фон—1 с, межстимульный интервал—2 с, постимперативный участок—1 с. Все амплитудные измерения осуществлялись относительно базовой линии, получаемой как среднее значение амплитуды за односекундный отрезок фона. Достоверность различий при внутрииндивидуальном сравнении данных оценивалась при помощи критерия Стьюдента. Физиологически значимыми считались отличия, имеющие уровень значимости $P < 0,05$.

Результаты опытов

На рис. 3 представлены образцы ответов, полученных у трех разных испытуемых при выполнении ими задачи на сравнение яркости двух последовательно предъявляемых стимулов. В данных условиях, как мы видим, вслед за комплексом ВП на первый стимул развивается билатерально-симметричная УНВ, наиболее хорошо выраженная во фронтальных отведениях (F_3 , F_4) и практически отсутствующая в затылочных областях (O_1 , O_2). Латентный период УНВ, измеренный как расстояние от момента предъявления первого стимула до точки пересечения УНВ нулевой линии, составлял, в среднем, 400—500 мс. Обращают на себя внимание существенные межиндивидуальные различия, наблюдаемые в форме волны. Так, у испытуемого В. УНВ имеет форму, близкую к прямоугольной: в этом случае волна быстро нарастает до своего максимального значения, которое удерживается на протяжении всего межстимульного интервала, а затем резко падает после предъявления второго стимула. Другая картина наблюдается у испытуемого Г.: в данном случае после предъявления первого стимула во фронтальных областях развивается характерная высокоамплитудная негативная волна (с ЛП максимума около 560 мс), которая задолго до предъявления второго стимула падает к нулевой линии. У испытуемого Р. также отмечается наличие ранней отрицательной волны, которая имеет, однако, менее выраженный и более затянутый характер.

Для того чтобы выяснить, как субъективная оценка влияет на характер вызванных потенциалов, было осуществлено сравнение усредненных ответов, полученных в двух условиях: при оценке испытуемым второго стимула как более яркого по сравнению с первым и как более тусклого. На следующих двух

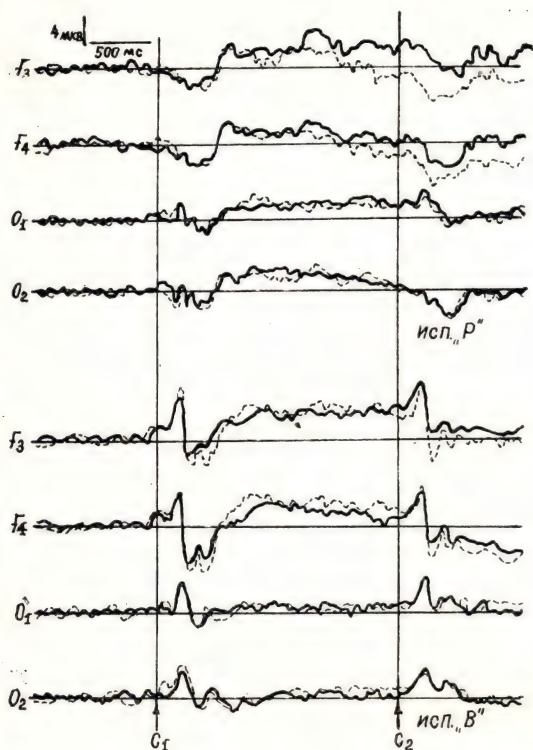


Рис. 5. Усредненные вызванные ответы, полученные у испытуемых В. и Р. при тех же условиях. Обозначения те же, что на рис. 4

рисунках (рис. 4, 5) представлены соответствующие индивидуальные ответы для разных испытуемых. Как показал сравнительный анализ полученных данных, наиболее характерные отличия, коррелирующие с субъективной оценкой, обнаруживаются в диапазоне медленных изменений потенциала. Так, у всех испытуемых (за исключением одного) при восприятии второго стимула как более яркого наблюдалось позитивное смещение ответа, которое начинало развиваться через 1—1,5 с после предъявления первого стимула. Подобный сдвиг потенциала был значимым и отмечался только во фронтальных отведениях, причем его выраженность справа и слева часто оказывалась неодинаковой. Так, например, у испытуемых Г. и А. достоверные различия имели место только в правой фронтальной области (см. рис. 4).

Характерно, что ВП на первый стимул в обоих условиях (т. е. при оценке второго стимула как более яркого и как более

тусклого) практически совпадают. С ВП на второй стимул такого совпадения не наблюдается, однако это объясняется не различиями в амплитуде отдельных компонентов, а общим сдвигом одного ответа относительно другого, возникающим за счет наложения ВП на медленные изменения потенциала.

Следует отметить, что у одного из испытуемых (исп. В., рис. 5) описанных выше отличий обнаружено не было, однако в данном случае при оценке второго стимула как более яркого наблюдалось значимое возрастание амплитуды компонента P_3 во фронтальных отведениях.

Обсуждение результатов

Итак, основной результат настоящего исследования состоит в том, что в условиях предъявления испытуемому одинаковых стимулов субъективная оценка их яркости коррелирует с определенными сдвигами медленного электрического потенциала, регистрируемыми во фронтальных областях. Данный факт представляет, на наш взгляд, особый интерес, так как позволяет сделать предположение о прямом участии МЭП в реализации процесса восприятия.

Какие же конкретно механизмы или, возможно, этапы перцептивного акта реализуются с помощью МЭП? На этот вопрос ответить однозначно в настоящее время трудно. Выше мы уже ссылались на сообщения некоторых исследователей, согласно которым МЭП способны модулировать чувствительность анализатора [9]. В приложении к нашим данным подобное предположение едва ли обосновано, так как, независимо от субъективной оценки испытуемым яркости стимулов, ВП на эти стимулы значимо не различались. Надо сказать, что последний результат не согласуется с известными нам литературными данными, согласно которым ВП, зарегистрированные во фронтальной и центральной областях, коррелируют не с физическими характеристиками стимулов, а с их субъективной оценкой [4, 5]. Видимо, причину подобных разногласий следует искать в самой процедуре эксперимента.

Действительно, в упоминаемых работах экспериментальная ситуация планировалась таким образом, что испытуемый заранее знал, что он должен увидеть. Так, например, в работе Х. Беглейтера [4] испытуемых вначале обучали, что тон одной частоты будет предшествовать яркой вспышке, а тон другой частоты — тусклой вспышке. В следующей серии наряду с этими вспышками вводились вспышки средней интенсивности, причем в половине случаев им предшествовал тон, сигнализирую-

щий о яркой вспышке, а в половине случаев — тон, соответствующий тусклой вспышке. Такая схема опыта создавала у испытуемого установку на восприятие совершенно определенного стимула. В наших же условиях инструкция информировала испытуемого (причем ложно) лишь о том, какого типа стимулы будут предъявляться в эксперименте. В этом случае конкретная оценка стимула зависела уже не от внешних факторов, а от функционального состояния тех систем мозга, которые ответственные за оценку стимула, а в конечном счете за принятие решения.

Таким образом, именно влиянием МЭП на деятельность этих систем можно объяснить наличие взаимосвязи между наблюдаемыми во фронтальной области сдвигами медленно-го электрического потенциала и характером субъективной оценки.

Следующий результат настоящей работы, заслуживающий здесь рассмотрения, состоит в том, что при выполнении испытуемым данной задачи в интервале между первым и вторым стимулами наблюдается развитие УНВ, наиболее хорошо выраженной в лобных отделах. Следует отметить, что сам факт развития УНВ в подобной ситуации представляет самостоятельный интерес в связи с тем, что некоторые исследователи [11] отрицают существование этого феномена (как обусловленного сочетанием двух стимулов), объясняя его возникновение простым наложением двух независимых компонентов: ранней отрицательной волны, развивающейся в ответ на первый стимул по механизму ориентировочной реакции, и потенциала готовности, отражающего процесс подготовки к моторному ответу.

Согласно этим представлениям, в условиях чисто сенсорной задачи возможно наличие лишь ранней отрицательной волны, достигающей максимальной амплитуды через 600—800 мс после первого стимула и спадающей к нулевому уровню спустя 1,5—2 с. Действительно, у некоторых испытуемых наблюдалась весьма близкая картина, однако в других случаях (например, у испытуемого В.) УНВ сохраняла устойчивую амплитуду на всем протяжении двухсекундного межстимульного интервала и только-после предъявления второго стимула резко спадала. Отметим здесь же, что амплитуда УНВ, согласно нашим данным, не обнаружила связи с субъективной оценкой. Иными словами, характер восприятия стимула оказался независимым от степени выраженности УНВ, предшествующей данному стимулу. Эти факты указывают на то, что УНВ отражает лишь неспецифическую активацию тех областей мозга, которые участвуют в реализации процесса преднастройки к восприятию.

Выводы

1. В условиях последовательного предъявления испытуемому двух одинаковых стимулов субъективная оценка их сравнительной яркости коррелирует с определенными сдвигами медленного электрического потенциала (МЭП), регистрируемого во фронтальных областях. Предполагается, что обнаруженная взаимосвязь обусловлена влиянием МЭП на деятельность тех систем мозга, которые ответственны за оценку стимула и принятие решения.

2. При выполнении испытуемыми задачи на сравнение яркости двух последовательно предъявляемых стимулов в интервале между ними развивается условная негативная волна (УНВ), наиболее хорошо выраженная во фронтальных областях. Сравнительный анализ УНВ не обнаружил связи между ее амплитудой и характером субъективной оценки. По-видимому, УНВ отражает только неспецифическую активацию тех областей мозга, которые участвуют в обеспечении преднастройки к восприятию.

ЛИТЕРАТУРА

1. Пучинская Л. М. Вызванные потенциалы при мысленном представлении изменения интенсивности световых стимулов // Журн. высшей нервной деятельности. 1974. Т. 24, № 1. С. 18—21.
2. Пучинская Л. М. Корреляция вызванных потенциалов с процессами сенсорного анализа у человека // Физиол. человека. 1975. Т. 1, № 1. С. 160—166.
3. Пучинская Л. М. Субъективность восприятия и вызванный потенциал. М., 1978.
4. Begleiter H., Porjesz B., Yerre C., Kissin B. Evoked potential correlates of expected stimulus intensity // Science. Vol. 179. P. 814—816.
5. Johnston V. S., Chesney G. L. Electrophysiological correlates of meaning // Science. 1974. Vol. 186. P. 944—946.
6. Илюхина В. А. Медленные биоэлектрические процессы головного мозга человека. Л., 1977.
7. Канунников И. Е. Условная негативная волна (CNV) как электрофизиологический показатель психической деятельности человека. Сообщение I: Феноменология CNV // Физиол. человека. 1980. Т. 6, № 3. С. 505—519.
8. Канунников И. Е. Условная негативная волна (CNV) как электрофизиологический показатель психической деятельности человека. Сообщение II: Психофизиологическая значимость и нейрогенез CNV // Физиол. человека. 1980. Т. 6, № 3. С. 520—530.
9. Корсаков И. А., Матвеева Л. В. Психофизические характеристики восприятия и биоэлектрическая активность мозга при микрополяризации затылочной области полушарий // Физиол. человека. 1982. Т. 8, № 4. С. 595—603.
10. Lutzenberger W., Elbert Th., Rockstroh B., Birbaumer N. Biofeedback produced slow brain potentials and task performance // Biol. Psychol. 1982. Vol. 14, no. 1—2. P. 99—111.
11. Rohrbaugh J. W., Syndulko K., Sanquist F., Lindsay D. B. Synthesis of the contingent negative variation brain potential from noncontingent stimulus and motor elements // Science. 1980. Vol. 208. P. 1165—1168.

ИССЛЕДОВАНИЕ ВРЕМЕНИ ПРОСТОЙ ДВИГАТЕЛЬНОЙ РЕАКЦИИ НА ЗВУКОВЫЕ СТИМУЛЫ РАЗНОЙ ИНТЕНСИВНОСТИ

Исследованию времени двигательной реакции человека в ответ на разнообразные сенсорные раздражители посвящено достаточно большое число работ. Это неудивительно, так как время реакции (ВР) является методически простым и достаточно информативным показателем, отражающим различные аспекты деятельности сенсорных систем. ВР — психофизиологический параметр, весьма чувствительный к влиянию разнообразных сенсорных и несенсорных факторов, функциональному состоянию организма, психологическим особенностям субъекта и т. д. Наиболее полный и всесторонний анализ ВР в методологическом, теоретическом и прикладном аспектах приводится в монографии Е. И. Бойко [1] и обзорной статье Р. Шошолля [2], где рассматривается общее состояние проблемы и динамика исследований в этом направлении, начиная с самых первых работ XIX в.

В нашей работе делается попытка математического описания зависимости ВР на звуковые стимулы от интенсивности сенсорного раздражителя для большой группы нетренированных испытуемых. Цель работы состоит в исследовании возможности использования ВР как одного из показателей объективной сенсометрии (см. [3, 4]) в психофизиологическом эксперименте.

Изучению зависимости ВР от силы действующего на организм раздражителя посвящено большое число исследований, накоплен достаточно богатый фактический материал. Во всех работах, связанных с данным вопросом, отмечается, что при возрастании силы сенсорного раздражителя ВР обнаруживает тенденцию к снижению. Эта общая для разных модальностей закономерность является проявлением «закона силы» в учении о высшей нервной деятельности. Наиболее общая формулировка этого закона гласит: «Чем сильнее условный раздражитель, тем энергичнее реакция». Действительно, чем больше энергия, поступающая от раздражителя в центральную нервную систему, тем быстрее протекает реакция мозга во всех его звеньях

и тем энергичнее конечный эффект. Е. И. Бойко [5] было показано, что этот феномен имеет место и при изменении ВР в зависимости от интенсивности раздражителя. Впервые такая закономерность была выявлена еще в прошлом веке: для зрительно-моторных реакций — А. Экснером, для слуховых — Д. Крисом и Ф. Ауэрбахом (цит. по [1]). Во всех последующих работах, касающихся изучения этой зависимости для разных модальностей, отмечалось прогрессирующее укорочение времени реакции по мере возрастания интенсивности стимула [2, 6—9]. При этом отмечается, что ВР связано с изменением интенсивности нелинейно. По данным Р. Шошолля [2], максимальное снижение ВР на звуковой раздражитель обнаруживается при увеличении звукового давления порядка 6—8 дБ над уровнем абсолютного порога; при дальнейшем повышении силы звука снижение ВР резко замедляется, а при уровнях звукового давления 60—80 дБ над порогом остается почти неизменным. В то же время Р. Шошолль указывает, что снижение ВР существенно зависит от степени тренированности испытуемых. Так, у молодых, подвижных и очень тренированных субъектов ВР может снижаться от 400 до 110 мс, у менее тренированных — от 420 до 130 мс и у нетренированных — до 180 мс на стимул максимальной интенсивности. Но даже при самых благоприятных условиях эксперимента и при наивысшем уровне тренировки ВР не может сократиться ниже определенного физиологического предела, который составляет около 100 мс [1].

Относительно формы взаимосвязи ВР с интенсивностью раздражителя данные не столь многочисленны. В монографии Е. И. Бойко [1] отмечается, что А. Пьерон, анализируя данные исследователей французской школы, предложил выражать эту зависимость уравнением:

$$T = \frac{a}{I^n} + k, \quad (1)$$

где T — время реакции, a — переменная часть ВР, k — несократимая его часть, I — интенсивность раздражителя. При $n = 1$ график уравнения представляет собой равностороннюю гиперболу. Для скорости реакции уравнение будет иметь следующий вид:

$$V = \frac{1}{T} = \frac{I^n}{a + k \cdot I^n}. \quad (2)$$

Таким образом, оба эти уравнения выражают степенную зависимость между временем (или скоростью) реакции и интенсивностью раздражителя. С. Стивенс [10] приводит данные Р. Мэнсфилда о том, что зависимость ВР на световые стимулы от ин-

тенсивности стимула имеет вид степенной функции с экспонентой $1/3$, т. е. тесно коррелирует с субъективной оценкой яркости. В обзорной статье Р. Люса и Д. Грина [11] приводятся данные о том, что ВР на звуковые стимулы связано с субъективной оценкой громкости почти линейной зависимостью в логарифмических координатах с коэффициентом пропорциональности, близким к -1 . Другими словами, между ВР (или величиной, обратной ВР) и интенсивностью звукового стимула также существует степенная зависимость.

Несмотря на большое число данных, отстаивающих степенную форму взаимосвязи между ВР и интенсивностью сенсорного стимула, существуют и другие мнения на этот счет. Так, Ю. М. Забродин и А. Н. Лебедев [12] предлагают для описания ВР более сложную функцию, сочетающую в себе логарифмическую и степенную зависимости:

$$T = k \cdot (\ln I + b)^{-2}. \quad (3)$$

Данная работа посвящена отысканию наиболее оптимальной формы математической зависимости, которая бы описывала изменение ВР с увеличением интенсивности звукового стимула. В качестве критериев для построения результирующих функций использовались не только усредненные значения ВР, но и учитывался характер распределений индивидуальных ВР для разных испытуемых.

Методика исследований

В опытах принимали участие 200 испытуемых обоего пола в возрасте от 13 до 44 лет, ранее не принимавших участия в такого рода экспериментах. В качестве испытуемых приглашались студенты и сотрудники Уральского университета, сотрудники НИИ «Унипромедь», старшеклассники разных школ г. Свердловска, а также другие лица, добровольно изъявлявшие желание принять участие в эксперименте.

Для подачи звуковых сигналов разной интенсивности использовался звукогенератор ГЗ-33 с головными телефонами ТДС-2. Для регистрации ВР использовался электромиорефлексометр ЭМР-01. Подача звукового сигнала осуществлялась с помощью выносной кнопки экспериментатора и была синхронизирована с запуском счета на табло электромиорефлексометра. Остановка счета на табло осуществлялась нажатием кнопки испытуемым. Таким образом, на табло ЭМР-01 регистрировался период времени с момента подачи звука до момента нажатия испытуемым на кнопку. Время срабатывания кнопки было не-

значительным и при обработке результатов не учитывалось.

Во время эксперимента испытуемый находился в звукоизолированной затемненной камере, и при необходимости его контакт с экспериментатором осуществлялся через переговорное устройство.

Перед началом опыта испытуемый знакомился с письменной инструкцией. В случае возникновения вопросов экспериментатор давал необходимые разъяснения. После этого испытуемый размещался в камере, надевал головные телефоны и брал выносную кнопку в ведущую руку.

Эксперимент состоял из двух серий: 1) определение уровня абсолютного порога; 2) измерение времени реакции.

1. **Определение уровня абсолютного порога.** Экспериментатор рукояткой грубой регулировки устанавливал уровень звукового давления—70 дБ (по показанию шкалы прибора) при частоте звука в 1 кГц и предъявлял испытуемому звуковой сигнал. В ответ на звук испытуемый нажимал кнопку—это было сигналом, что он слышит звук. После этого рукояткой плавной регулировки экспериментатор постепенно снижал интенсивность звука до тех пор, пока испытуемый не отмечал его исчезновение. Согласно инструкции, в момент исчезновения звука испытуемый должен был нажать кнопку, что регистрировалось экспериментатором по остановке счета на табло электромиорефлексометра. Все дальнейшие отсчеты уровня звукового давления производились по отношению к индивидуальному порогу.

2. **Измерение времени реакции.** Согласно инструкции, испытуемый должен был как можно быстрее нажимать кнопку каждый раз, как только услышит звук. Использовались 9 звуковых сигналов с уровнем звукового давления 0, 10, 20, 30, 40, 50, 60, 70 и 80 дБ над индивидуальным порогом исчезновения звука. Сигналы предъявлялись в случайном порядке. Серия из 9 сигналов предъявлялась однократно. Длительность подачи каждого звукового сигнала составляла 0,5 с и не зависела от времени реакции. Интервалы между стимулами варьировали случайным образом в пределах от 3 до 10 с. Продолжительность всего эксперимента для каждого испытуемого не превышала 10 мин.

Результаты опытов и их обсуждение

В качестве одного из критериев, характеризующих свойства ВР, использовались параметры распределений индивидуальных ВР для 200 испытуемых. На рис. 1 представлены гистограммы

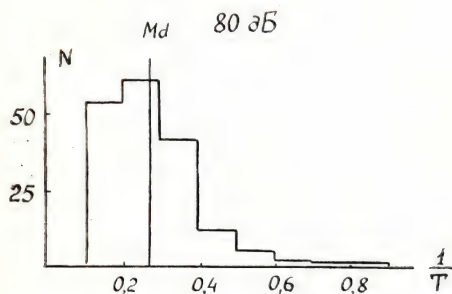
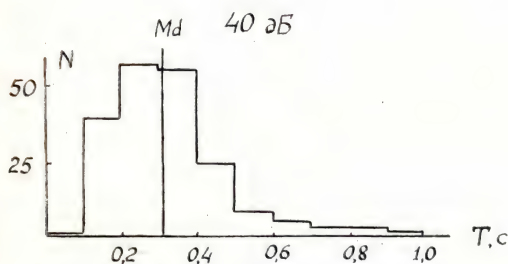
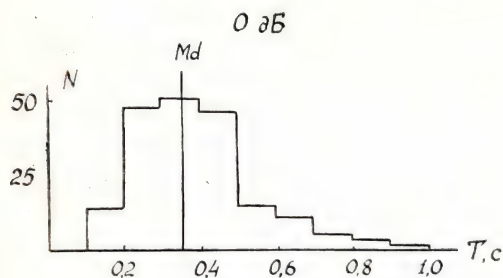


Рис. 1. Гистограммы распределений индивидуальных ВР для 200 испытуемых при трех уровнях звукового давления (0, 40 и 80 дБ над абсолютным порогом)

распределений для трех уровней звукового давления (0, 40 и 80 дБ над порогом). Можно видеть, что, во-первых, разброс индивидуальных значений ВР для стимулов одинаковой интенсивности весьма высок, во-вторых, во всех случаях распределения не подчиняются закону Гаусса, являясь резко асимметричными. В то же время, при увеличении интенсивности раздражителя распределения становятся более компактными (разброс индивидуальных ВР уменьшается) и обнаруживают сдвиг медианы в сторону меньших значений.

На рис. 2 приведены гистограммы распределений индивидуальных значений $1/T$ (величин, обратно пропорциональных

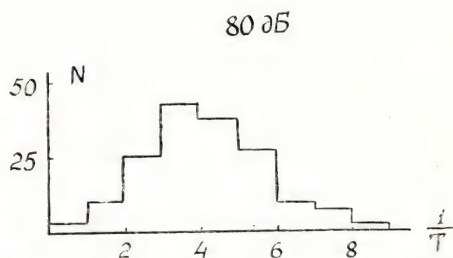
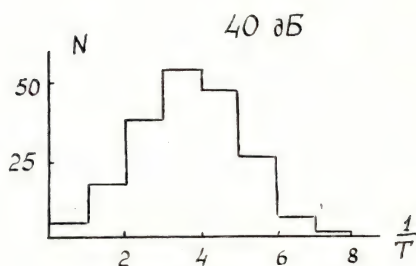
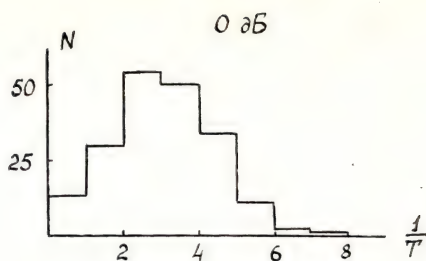


Рис. 2. Гистограммы распределения индивидуальных значений $1/T$ для 200 испытуемых при трех уровнях звукового давления

ВР). Гистограммы показывают, что распределения этого параметра более симметричны, по сравнению с таковыми на рис. 1.

Наконец, на рис. 3 представлены гистограммы распределений индивидуальных значений параметра $-\lg T = \lg(1/T)$ для тех же уровней звукового давления (0, 40 и 80 дБ). Можно видеть, что распределения этих величин также близки к нормальным, как и для параметра $1/T$, хотя обнаруживают некоторый сдвиг медианы вправо (в сторону больших значений).

Характер распределения различных параметров ВР в определенной мере является показателем того, какому из них отдать предпочтение при усреднении и последующей математической обработке. Если распределение какого-либо параметра являет-

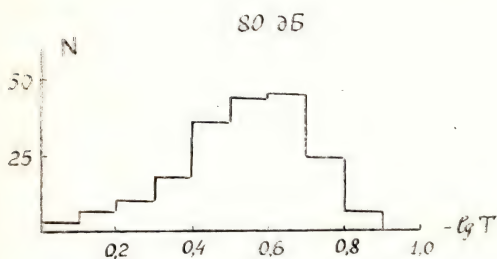
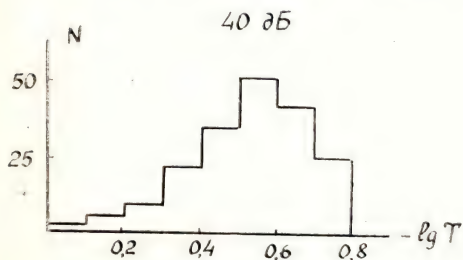
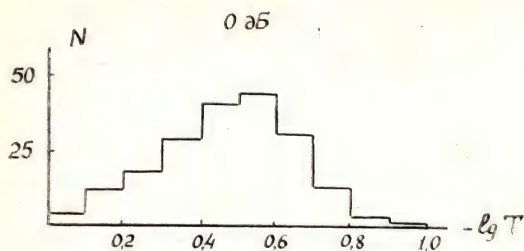


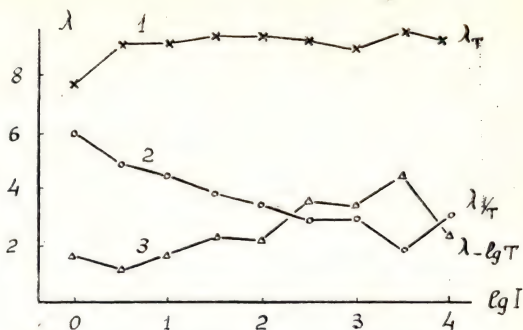
Рис. 3. Гистограммы распределений индивидуальных параметров $-\lg T$ для 200 испытуемых при трех уровнях звукового давления

ся нормальным или близко к таковому, то правомерно усреднение результатов как по моде, так и по медиане и среднему арифметическому значению, поскольку они совпадают или, по крайней мере, близки друг к другу. В то же время, при асимметричном распределении более правомерным является усреднение данных по медиане, так как среднее арифметическое в этом случае хуже отражает центральную тенденцию.

Для решения вопроса о том, какой из вышеупомянутых параметров (T , $1/T$ или $-\lg T$) в большей степени подчиняется нормальному распределению, мы провели анализ по Колмогорову и вычислили критерий λ для всех трех параметров при

Рис. 4. Кривые изменения критерия λ по Колмогорову для трех распределений (параметры T , $1/T$ и $-\lg T$) в зависимости от интенсивности звукового сигнала:

1— λ_T , 2— $\lambda_{1/T}$, 3— $\lambda_{-\lg T}$



каждом уровне звукового давления, использованного в эксперименте. Данные представлены на рис. 4.

Рис. 4 показывает, что значения λ_T значительно выше значений $\lambda_{1/T}$ и $\lambda_{-\lg T}$, которые, в свою очередь, достаточно близки друг к другу. Однако кривые значений $\lambda_{1/T}$ и $\lambda_{-\lg T}$ ведут себя неодинаково при разных уровнях интенсивности звукового стимула. В то время как величина $\lambda_{-\lg T}$ обнаруживает тенденцию к возрастанию при повышении силы раздражения, $\lambda_{1/T}$ ведет себя противоположным образом.

Сопоставление данных, представленных на рис. 4, дает основания полагать, что в области низких и средних значений интенсивности звукового стимула большее приближение к нормальному распределению имеет параметр $-\lg T$, в то время как в области высоких интенсивностей — параметр $1/T$. Сравнение значений λ с табличными данными показывает, что все три распределения достоверно отличаются от нормальных. Тем не менее, учитывая, что $\lambda_T \gg \lambda_{1/T}$ и $\lambda_{1/T} \geq \lambda_{-\lg T}$ (см. рис. 4), мы можем выбрать, по крайней мере, три разных критерия для усреднения индивидуальных данных: 1) медиана индивидуальных значений ВР (Md_T); 2) среднее арифметическое значение $1/T$; 3) среднее арифметическое значение $-\lg T$. На рис. 5 приведены кривые зависимости параметров T , $1/T$ и $-\lg T$ от логарифма интенсивности звукового стимула при разных способах усреднения экспериментальных данных.

Рис. 5 показывает, что значения кривых, усредненных по медиане индивидуальных T и среднему арифметическому индивидуальных значений $1/T$, хорошо совпадают друг с другом, в то время как кривая значений, усредненных по среднему арифметическому параметров $-\lg T$, значительно сдвинута относительно других по оси ординат.

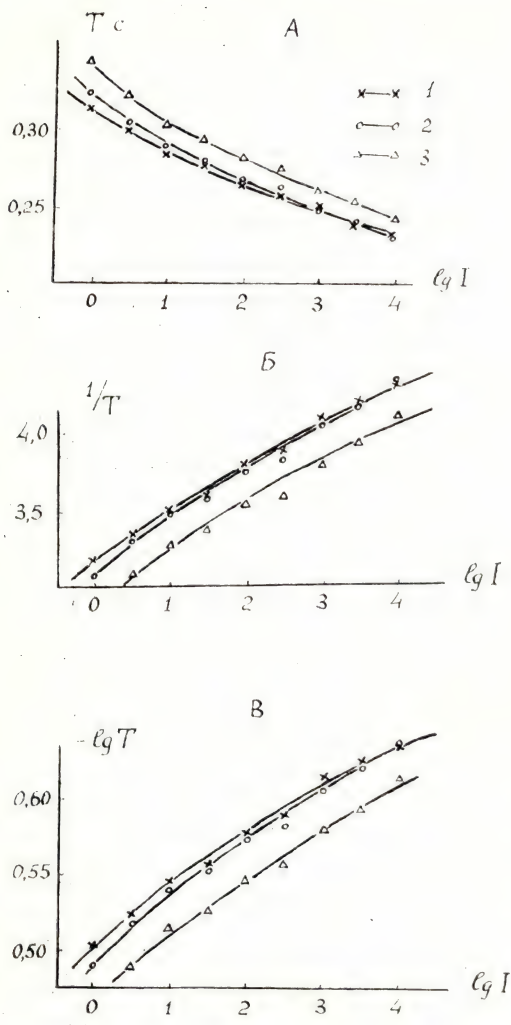


Рис. 5. Зависимость различных параметров ВР от интенсивности звукового стимула:

А — кривые зависимости $T = f(\lg I)$, Б — кривые зависимости $1/T = f(\lg I)$, В — кривые зависимости $-\lg T = f(\lg I)$;
 1 — усреднение по медиане T ,
 2 — усреднение по среднему арифметическому $1/T$, 3 — усреднение по среднему арифметическому $-\lg T$

Для решения вопроса о том, какая математическая функция (логарифмическая или степенная) лучше описывает зависимость ВР от интенсивности стимула, мы аппроксимировали кривые на рис. 5 линейными функциями с помощью метода наименьших квадратов. При этом анализировались три возможных варианта: 1) $T = n \cdot \lg I + k$; 2) $1/T = n \cdot \lg I + k$; 3) $-\lg T = n \cdot \lg I + k$ (T — время реакции, I — интенсивность звукового стимула,

**Результаты анализа
различных математических функций
зависимости времени реакции
от интенсивности звукового стимула**

Форма функции	Параметр	Критерий усреднения		
		Медиана T	Среднее 1/T	Среднее $-\lg T$
$T = n \cdot \lg I + k$	n	$-0,021 \pm 0,001$	$-0,022 \pm 0,001$	$-0,024 \pm 0,001$
	σ	0,005	0,005	0,007
	σ/n	0,262	0,299	0,311
$\frac{1}{T} = n \cdot \lg I + k$	n	$0,293 \pm 0,014$	$0,306 \pm 0,018$	$0,294 \pm 0,017$
	σ	0,071	0,088	0,084
	σ/n	0,242	0,286	0,287
$-\lg T = n \cdot \lg I + k$	n	$0,034 \pm 0,002$	$0,036 \pm 0,002$	$0,036 \pm 0,002$
	σ	0,008	0,010	0,010
	σ/n	0,243	0,275	0,387

n — коэффициент пропорциональности, k — константа. Анализ проводился для всех трех методов усреднения данных, приведенных выше. В качестве критерия приближения той или иной функции к линейной зависимости использовалось отношение ошибки линейной регрессии (σ) к тангенсу угла наклона функции (n), что соответствует значениям ошибки регрессии функций, приведенных к одной шкале. Расчетные параметры функций представлены в таблице, по данным которой можно видеть, что значения σ/n для всех трех критериев усреднения близки между собой, хотя для усреднения по Md_T они несколько ниже. В связи с этим можно предположить, что метод усреднения по медиане является наиболее оптимальным. В то же время таблица показывает, что относительная ошибка регрессии для функций $1/T = n \cdot \lg I + k$ и $-\lg T = n \cdot \lg I + k$ практически одинакова (средние значения для всех трех критериев усреднения, соответственно, 0,272 и 0,268), в то время как для функции $T = n \cdot \lg I + k$ она несколько выше ($\sigma/n = 0,291$). Другими словами, зависимость ВР от интенсивности звукового стимула может быть с одинаковым приближением описана как логарифмической функцией типа $1/T = n \cdot \lg I + k$, так и двойной логарифмической $-\lg T = n \cdot \lg I + k$ (или, что то же самое, степенной функцией $1/T = a \cdot I^n + b$, где a — антилогарифм k, b — константа). Кроме того, обращают на себя внимание относительно высокие значения ошибки регрессии в обоих случаях ($\sigma/n = 1/3 \div 1/4$), что свидетельствует о существенном отклонении экспериментальных данных от теоретической функции. В таком случае, по-видимому, имеет смысл искать другую фор-

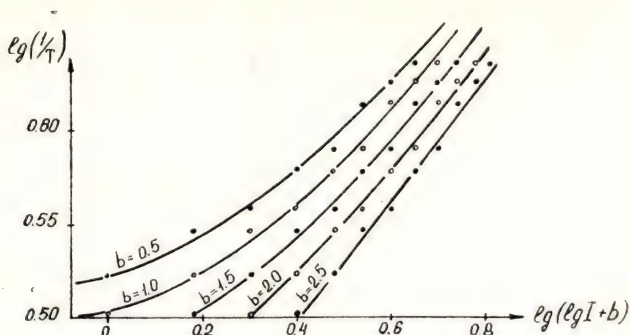


Рис. 6. Кривые зависимости параметра $\lg(1/T)$ от $\lg(\lg I + b)$ при разных значениях константы b

му зависимости, которая описывала бы экспериментальные данные с меньшей ошибкой.

Выше уже указывалось, что в работе [12] оптимальной формулой для описания зависимости ВР от силы раздражителя считается уравнение вида (3). Однако полученные нами данные удовлетворяют этому уравнению лишь при достаточно больших значениях константы b ($b \gg \log I$), при которых это уравнение, вообще говоря, теряет смысл. Тем не менее уравнение Забродина и Лебедева можно записать в более общем виде:

$$T = k \cdot (\log I + b)^n. \quad (4)$$

Логарифмирование обеих частей этого уравнения дает следующее выражение:

$$\log T = n \cdot \log(\log I + b) + \log k. \quad (5)$$

Таким образом, имеет смысл исследовать зависимость величины $\log T$ (или $\log(1/T)$) от $\log(\log I + b)$. Кривые зависимости для разных значений константы b представлены на рис. 6. Можно видеть, что форма функции существенно зависит от величины константы и прогрессивно приближается к линейной при возрастании последней.

На рис. 7 приведена кривая изменения относительной ошибки регрессии функции $\lg(1/T) = n \cdot \lg(\lg I + b)$ в зависимости от постоянной b . График зависимости показывает, что при неограниченном возрастании константы величина σ/n стремится к нулю. Однако, по данным рис. 7, можно видеть, что даже при относительно малых значениях константы ($b = 0,25 \div 0,5$) ошибка регрессии приблизительно вдвое ниже значений, приведенных в таблице. Это позволяет утверждать, что уравнение, предло-

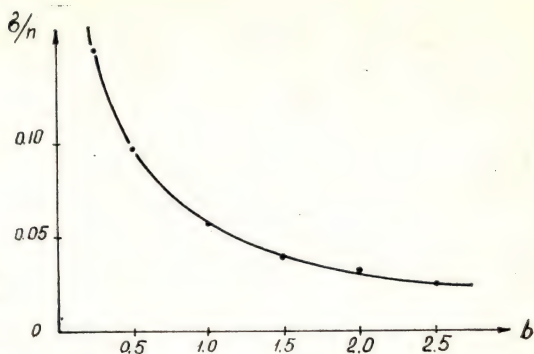


Рис. 7. Изменение относительной ошибки регрессии (σ/n) функции $\lg(1/T) = n \cdot \lg(\lg I + b)$ в зависимости от величины константы b

женное Ю. М. Забродиным и А. Н. Лебедевым (в его обобщенном виде) более адекватно описывает зависимость ВР от интенсивности звукового стимула по сравнению с логарифмической и степенной зависимостью.

Математическое описание формы зависимости не всегда дает возможность понять ее функциональный (в данном случае — психофизиологический) смысл. В первую очередь, неясен смысл константы b , которая должна прибавляться к логарифму интенсивности стимула (тем более что в нашей работе велся отсчет от уровня абсолютного порога, т. е. $\log I_{\min} = 0$). В связи с этим представляется необходимым еще раз видоизменить обобщенное уравнение Забродина и Лебедева. Так, если $T = k \cdot (\log I + b)^n$, то $k' \cdot T^{n'} = \log I + b$, или $k' \cdot T^{n'} - b = \log I$, где $k' = 1/k$ и $n' = 1/n$. Если допустить, что $b = c \cdot T_0$, то получаем:

$$k' \cdot T^{n'} - c \cdot T_0 = \log I, \quad (6)$$

где T_0 — минимальное (несократимое) время реакции, c — константа. В этом случае постоянная b приобретает смысл как величина поправки на минимальное ВР, которое должно соответствовать значениям порядка 100—110 мс для тренированных и 180 мс для нетренированных субъектов [2].

В заключение можно сделать вывод о том, что при достаточно большой выборке (большом числе испытуемых или повторях эксперимента) параметры ВР могут служить достаточно надежным показателем в объективной сенсометрии. В то же время своеобразный вид зависимости ВР от интенсивности сенсорного стимула требует своего дальнейшего изучения и физиологической интерпретации.

ЛИТЕРАТУРА

1. Бойко Е. И. Время реакции человека. М., 1964.
2. Шошолль Р. Время реакции // Экспериментальная психология / Под ред. П. Фресс и Ж. Пиаже. М., 1966. Вып. 1. С. 314—374.
3. Михалевская М. Б. Метод объективной сенсометрии: Объективная сенсометрия по вазомоторным реакциям кровеносной системы // Психофизические исследования. М., 1977. С. 149—189.
4. Михалевская М. Б. Объективная сенсометрия по реакции блокады альфа-ритма // Психофизические исследования восприятия и памяти. М., 1981. С. 92—117.
5. Бойко Е. И. Время реакции и физиологический закон силы // Пограничные проблемы психологии и физиологии. М., 1961. С. 142—161.
6. Bujas Z. Le temps de réaction aux excitations gustatives d'intensité différente // С. г. Soc. Biol. 1935. Vol. 119. P. 1360—1362.
7. Касьянов В. М., Фруктов А. Л. Влияние силы звукового сигнала на скорость двигательных актов человека // Физиол. журн. 1952. Т. 38, № 6. С. 681—688.
8. Гуревич К. М., Розанова Т. М. О зависимости латентного периода от силы звуковых раздражителей // Вопр. психологии. 1955. № 2. С. 92—100.
9. Иванов-Смоленский А. Г. Очерки экспериментального исследования высшей нервной деятельности человека. М., 1971.
10. Stevens S. S. Psychophysics. N.Y., 1975.
11. Luce R. D., Green D. M. A neutral timing theory for response times and the psychophysics of intensity // Psychol. Rev. 1972. Vol. 79, no. 1. P. 14—57.
12. Забродин Ю. М., Лебедев А. Н. Психофизиология и психофизика. М., 1977.

ВЛИЯНИЕ ПСИХОФИЗИЧЕСКИХ ЗАКОНОМЕРНОСТЕЙ ВИЗУАЛЬНОГО ВОСПРИЯТИЯ НА ВЫБОР СРЕДНЕЙ ПЛОЩАДИ ПЛОСКОЙ ФИГУРЫ

В процессе морфологических исследований часто возникает задача выбора средней по площади листовой пластинки в пределах отдельного растения. Если число листьев на одном растении достаточно велико, выбор приходится производить визуально, не имея возможности сравнить полученное среднее значение с реальным средним, присущим генеральной совокупности. Кроме того, размеры листьев в кроне отдельного дерева или в природной популяции отдельного вида растений варьируют в диапазоне двух-трех порядков величины, причем не известны ни частоты встречаемости листовых пластинок различного размера, ни форма распределения этих частот. Это заставляет обратиться к психофизическим закономерностям восприятия площади плоских фигур, позволяющим предвидеть возможные ошибки визуального определения площади и внести необходимые поправочные коэффициенты.

Согласно литературным данным, зависимость между воспринимаемой площадью фигуры и ее реальной площадью выражается функцией вида $\ln \psi = k \cdot \ln \phi$, где ψ — воспринимаемая площадь фигуры, ϕ — реальная площадь, k — коэффициент пропорциональности. Экспериментальные исследования показали, что коэффициент пропорциональности $k = 0,7$, т. е. при визуальном восприятии реальная площадь фигуры систематически занижается.

Цель нашей работы состоит в том, чтобы определить, во-первых, какое значение имеет коэффициент пропорциональности при визуальной оценке средней площади листовой пластинки, во-вторых, как влияет форма распределения на отыскание средней площади пластинки.

Результаты опытов и их обсуждение

Опыты проводили со смешанной группой студентов разных курсов Свердловского архитектурного института (15 человек) и Уральского университета (8 человек).

В первой серии экспериментов испытуемым предлагалось найти средний по площади лист в выборке из нескольких десятков листьев. В качестве предъявляемых объектов использовали вырезанные из бумаги копии простых цельных листьев округлой формы. Размер самого мелкого листа составлял 2 см^2 , самого крупного — 400 см^2 . Листья располагались в монотонно возрастающий ряд, имитирующий онтогенетическую последовательность листьев на побеге, и каждому испытуемому предлагалось указать средний член этого ряда и назвать его площадь. Одному испытуемому предлагалось 5—6 различных по численности рядов, но с одинаковым средним значением — 200 см^2 .

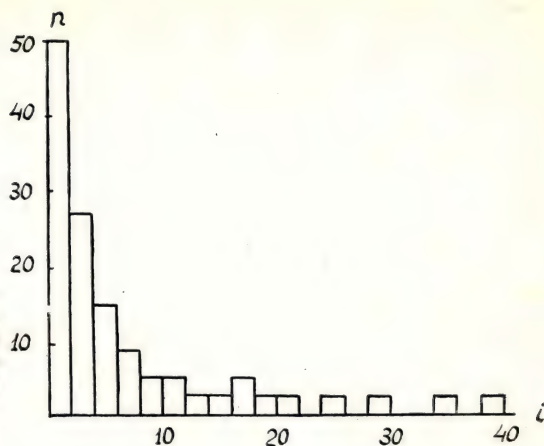
Все испытуемые выбирали листья из середины ряда, в интервале от 100 до 250 см^2 . Коэффициент пропорциональности, вычисленный по этим значениям, оказался равным $k = 0,85 \pm \pm 0,15$, что несколько выше литературных данных [1]. Вероятно, сам по себе листовой ряд выступал в роли корректирующей шкалы.

Интересно отметить, что некоторые испытуемые «безошибочно» определяли площадь не только среднего листа, но и любого другого произвольно выбранного члена листового ряда. Среднее значение визуально определяемой площади у них совпадало (в пределах ошибки) с реальной площадью предъявляемого объекта. Последующий опрос показал, что эти испытуемые мысленно вписывали округлый лист в квадрат и называли предполагаемую площадь квадрата. Следовательно, «безошибочно» работающие испытуемые допускали наиболее значительные ошибки в определении площади листа.

Во второй серии экспериментов весь ряд листовых пластинок был разбит на 20 классов таким образом, что суммарная площадь листьев в каждом классе составляла примерно постоянную величину, равную 200 см^2 . Для этого было вырезано дополнительное количество копий наиболее мелких листьев, а крупные листья площадью 200 см^2 и более дополнительно не копировались. Таким образом, для первых 10 классов распределения была получена достаточно строгая обратно пропорциональная зависимость между числом листьев в данном классе распределения и площадью этих листьев (рис. 1). Модельное распределение такой формы было построено с учетом реальных закономерностей распределения размеров листовых пластинок на отдельном растении, а также в пределах видового многообразия цветковых растений. Для отдельного растения и видового многообразия в целом характерна обратно пропорциональная зависимость между площадью листовых пластинок и частотой встречаемости листовых пластинок с данной площадью.

Эта выборка предъявлялась испытуемым одновременно, в

Рис. 1. Распределение размеров листовых пластинок. Обратная пропорциональная зависимость между числом классов распределения (n) и номером класса распределения (i). Классовый интервал — 10 см^2



хаотическом виде. Предлагалось упорядочить данный набор по размеру, разбив выборку на 10—12 классов, и найти средний по площади лист, характеризующий данную совокупность. С отдельными испытуемыми этот опыт проводили повторно.

Студенты биологического факультета Уральского университета, прослушавшие курс «Математические методы в биологии», сразу начинали строить нормальное распределение и не отказывались от этой идеи по мере выявления гиперболической зависимости между размером листа и частотой встречаемости этого размера, отчетливо проступающей по мере заполнения классов распределения. Испытуемые постоянно пытались переконпировать распределение так, чтобы модальный класс оказался в средней части распределения.

Студенты архитектурного института, незнакомые с курсом математической статистики, затруднялись построить какое-либо распределение, но большинство также склонялось к идее одновершинной кривой. При этом трое испытуемых более или менее равномерно распределили все листья по классам, ориентируясь на равенство суммарной площади в каждом классе, а один испытуемый построил многовершинное распределение, пытаясь обнаружить периодичность в изменении размеров.

Для обратной пропорциональной зависимости между площадью листа и частотой встречаемости листьев данной площади нельзя указать среднего значения стандартными методами, тем не менее, все испытуемые выполнили задание, указав среднюю площадь листа в данной выборке в диапазоне от 8 до 55 см^2 .

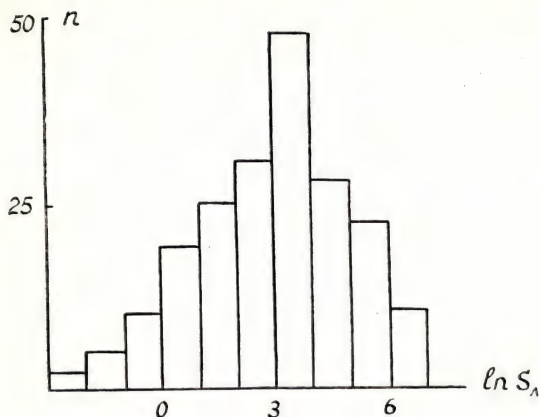


Рис. 2. Распределение натуральных логарифмов площадей листовых пластинок.
Выборка та же, что на рис. 1

Распределение оценок имеет очень пологий максимум в области примерно 30 см^2 .

Смещение среднего значения в сторону меньших величин объясняется увеличением числа мелких листьев в выборке, но чем объяснить сам факт выбора среднего значения там, где его нет?

Как известно, наша внутренняя шкала оценок разного рода стимулов имеет логарифмический масштаб, что связано со строением и функционированием рецепторной системы. В результате формируемый в процессе восприятия внутренний образ объекта не является его фотографической копией, а выступает как логарифмическое производное этого объекта. Если вместо абсолютных значений площади листьев мы построим распределение логарифмов этих значений, обратно пропорциональная зависимость преобразуется в нормальное распределение (рис. 2). Середина модального класса этого распределения указывает «среднюю» площадь листа — 21 см^2 . Эта величина попадает в эмпирически найденный диапазон значений оценок средней площади листовых пластинок нашей выборки. По смыслу полученное «среднее» значение площади листа является биссектрисой, подразделяющей выборку на две равные части по частоте встречаемости листовых пластинок данного размера. Половина выборки содержит листовые пластинки площадью менее 21 см^2 , а вторая половина — более 21 см^2 . Полученное среднее значение слабо зависит от объема выборки, поскольку является результатом ее логарифмического преобразования. Вероятно, поэтому данное «среднее» значение хорошо согласуется с нашим интуитивным ощущением среднего размера листовых пластинок. Сле-

довательно, в процессе визуального восприятия сильно гетерогенных по площади объектов в условиях массового определения мы находим не площадь объекта, а логарифм площади и упорядочиваем не абсолютные значения, а логарифмы этих значений. В результате логарифмического преобразования большинство природных распределений преобразуются к нормальному или близкому к нормальному виду, что позволяет получить обобщенную характеристику этого распределения в виде среднего значения.

Выводы

1. При массовом визуальном определении средней площади сравнительно однородных по размеру листьев следует учитывать систематическую погрешность, вносимую субъектом. Для этого следует предварительно установить для каждого субъекта присущий ему коэффициент пропорциональности между объективной площадью фигуры и ее субъективной оценкой.

2. Визуальная оценка среднего значения площади листовых пластинок, полученная на гетерогенной выборке, с обратным пропорциональным соотношением площади листа и частоты встречаемости данной площади, является оценкой биссектрисы распределения, а не характеристикой его модального класса.

ЛИТЕРАТУРА

1. Stevens S. S. Psychophysics. N.Y., 1975.

ВЛИЯНИЕ УРОВНЯ ТРЕВОЖНОСТИ НА ВОСПРИЯТИЕ И ОЦЕНКУ ВРЕМЕНИ

Опираясь на традиционную схему психофизического эксперимента, можно задавать определенные параметры физического стимула и соотносить их с количественными характеристиками сенсорного ответа, изучая таким образом количественные взаимосвязи физического и психического. Между тем сенсорный ответ не является только функцией физических характеристик стимула и упорядоченности стимульного ряда. В процессе формирования психического образа участвуют личностные качества человека, его мотивы, цели, установки, эмоциональное состояние, прошлый опыт и т. д. Другими словами, восприятие является активным процессом построения «субъективных моделей» внешнего мира. В связи с этим встает вопрос об экспериментальном исследовании влияния свойств личности на формирование субъективного образа.

Восприятие времени, как и любой другой объективной реальности, не является зеркальным отражением. Во времени существуют все окружающие нас предметы и явления, сам человек, протекают его психические процессы. Чем более сложной оказывается окружающая действительность, тем более сложные психические процессы участвуют в формировании психического образа и более сложным и неоднозначным является течение субъективного времени [1].

Таким образом, задавая экспериментально определенный уровень сложности психических процессов (в соответствии с уровнем сложности поставленной задачи), возможно проследить влияние личностных свойств на восприятие и оценку времени.

Экспериментальные исследования восприятия времени человеком имеют давнюю историю и начались, собственно, с возникновения экспериментальной психологии как науки. Еще в 1864 г. было установлено, что испытуемые имеют тенденцию короткие временные интервалы переоценивать, а длинные — недооценивать (цит. по: [2]). В связи с этим появилось предположение о существовании «нейтрального» интервала, который воспринимается без систематической ошибки переоценки или недооценки. По данным разных авторов, величина этого интервала

варьирует от 0,36 до 5 с (цит. по: [3]). По мнению П. Фресса [3], эти расхождения могут быть объяснены тем, что величина нейтрального интервала зависит от диапазона изучаемых длительностей.

Относительно формы взаимосвязи между реальным физическим временем и его субъективной оценкой нет единого мнения. Имеются данные о линейной, а также степенной зависимости с экспонентой, близкой к единице, которые в сущности не противоречат друг другу. По мнению П. Фресса [3], однозначно говорить о форме этой зависимости не представляется возможным, так как на оценку времени оказывают влияние, по меньшей мере, три фактора (характер ситуации, мотивация и биологическое состояние), которые не являются независимыми друг от друга.

Ряд авторов показал, что на оценку временных интервалов существенное влияние оказывает эмоциональное состояние субъекта [4—6]. Этому есть и клинические подтверждения, свидетельствующие о том, что на фоне депрессии или чрезмерной тревоги люди воспринимают время иначе, чем в норме [4, 7].

Тревожность — характеристика мотивационной сферы личности человека. Н. В. Имедадзе [8] рассматривает тревожность как свойство личности, проявляющееся в готовности реагировать более или менее эмоционально на ситуации, грозящие неудовлетворением какой-либо социальной потребности. Дж. Тэйлор [9], а также Дж. Аткинсон и Г. Литвин [10] считают тревожность индивидуально-специфической устойчивой личностной диспозицией, подобной потребности в достижении цели. Однако если последняя выступает в качестве положительного мотива и связана с улучшением выполнения задания субъектом, то тревожность, напротив, влечет за собой ухудшение деятельности при тех же условиях и называется указанными авторами отрицательным мотивом.

Отмечая сложность и неоднозначность психологической реальности, стоящей за понятием «тревожность», Ч. Спилбергер [11] выделяет личностную (ЛТ) и ситуативную (СТ) тревожность. ЛТ — относительно устойчивая индивидуальная характеристика, свидетельствующая о предрасположенности человека воспринимать достаточно широкий круг явлений как угрожающие и реагировать на них соответствующим эмоциональным состоянием. СТ — состояние, характеризующееся субъективно переживаемыми эмоциями напряжения, беспокойства, озабоченности, нервозности. СТ — мобильный компонент, достаточно быстро изменяющийся под воздействием окружающей обстановки. В отличие от СТ, ЛТ относительно устойчива; она определяет возможные границы повышения и понижения СТ.

Целью данной работы являлось исследование влияния личностной и ситуационной тревожности на восприятие и оценку временных интервалов.

Методика исследований

Опыты проводились на 51 испытуемом — абитуриентах Уральского университета в возрасте от 16 до 23 лет (25 юношей и 26 девушек). Испытуемые приглашались на эксперимент за несколько дней до начала вступительных экзаменов. Перед началом опыта испытуемые тестировались на уровень ЛТ и СТ, заполняя анкету Ч. Спилбергера, адаптированную и стандартизованную в Ленинградском научно-исследовательском институте физической культуры.

Опыт заключался в оценке длительности семи временных интервалов от 1 до 17 с, предъявляемых в случайном порядке. Оценка длительности должна была даваться в виде словесного отчета, в секундах. Временные интервалы задавались звуковым сигналом с помощью реле времени и регистрировались электросекундомером.

На основании полученных данных определялись абсолютные и относительные ошибки субъективной оценки временных интервалов, определялся вид психофизических функций оценки времени и рассчитывались их параметры. Абсолютная ошибка вычислялась по формуле $A = T_R - T_s$, а относительная — $O = (T_R - T_s)/T_s$, где T_s — физическая длительность временного интервала, а T_R — ее оценка.

Результаты опытов и их обсуждение

В табл. 1 представлены данные об изменении абсолютной (А) и относительной (О) ошибок субъективной оценки в зависимости от длительности предъявляемого временного интервала, усредненные по всем испытуемым. Можно видеть, что величина абсолютной ошибки возрастает с увеличением реальной длительности, в то время как относительная ошибка, наоборот, снижается. В то же время обращает на себя внимание, что во всех случаях переоценка времени преобладает над недооценкой — значения как абсолютных, так и относительных ошибок, усредненные по всей группе испытуемых, независимо от длительности временного интервала, положительны. Снижение же величины относительной ошибки с увеличением длительности интервала можно интерпретировать в том смысле, что короткие интер-

**Зависимость величин абсолютной и относительной ошибки
субъективной оценки временных интервалов
от их физической длительности**

Длительность временного интервала	Оценка длительности	Абсолютная ошибка	Относительная ошибка
1,00	2,19	1,19	1,21
2,11	3,51	1,40	0,69
3,33	5,85	2,52	0,76
5,04	7,80	2,76	0,58
6,42	9,66	3,24	0,54
11,63	14,74	3,11	0,27
17,03	20,21	3,18	0,18

валы переоцениваются в большей степени, чем длинные. Эти данные в известной степени противоречат литературным (см. [2]), что можно связать со спецификой контингента испытуемых. Достаточно сказать, что среди исследованных абитуриентов не оказалось ни одного с низкой тревожностью — все испытуемые обладали высоким и средним уровнем ЛТ и СТ. Соотношение субъектов с высокой и средней тревожностью оказалось следующим: средняя ЛТ — 33 человека, высокая — 18; средняя СТ — 32 и высокая — 19 человек.

Если бы относительная ошибка оценки временных интервалов была постоянной и не зависела от предъявляемой длительности, то результирующая функция $T_R = f(T_s)$ описывалась бы приблизительно линейной зависимостью. Однако ввиду того, что величина относительной ошибки уменьшается с увеличением длительности, психофизическая функция не является линейной. Анализ, проведенный с использованием метода наименьших квадратов в разных системах координат, показал, что результирующая функция с хорошим приближением описывается степенной зависимостью $T_R = k \cdot T^n$ с $n = 0,80 \pm 0,02$.

Вычисление показателя степени функции для лиц с разным уровнем ЛТ и СТ обнаружило следующие значения (табл. 2). Можно видеть, что испытуемые с высоким уровнем СТ имеют более высокий показатель, по сравнению с лицами, обладающими средним уровнем СТ, причем эти различия статистически достоверны для $P = 0,05$. В то же время различия между показателями степени у лиц с высокой и средней ЛТ не являются статистически значимыми. Это позволяет утверждать, что уровень СТ оказывает гораздо большее влияние на восприятие и

Таблица 2

**Величина показателя степени функции Стивенса
в группах испытуемых с разным уровнем
личностной и ситуативной тревожности**

Уровень тревожности	Личностная тревожность	Ситуативная тревожность
Средний	$0,800 \pm 0,028$	$0,783 \pm 0,012$
Высокий	$0,789 \pm 0,040$	$0,819 \pm 0,014$

оценку времени, нежели ЛТ. Тем не менее нельзя утверждать, что СТ и ЛТ независимы друг от друга: вычисление коэффициента корреляции между ними дает статистически достоверное значение $r = 0,37$ ($P < 0,05$).

Выводы

1. При шкалировании длительности временных интервалов в диапазоне от 1 до 17 с наблюдается их систематическая переоценка, которая больше выражена при оценке коротких длительностей.

2. Субъективная оценка длительности временных интервалов с хорошим приближением описывается степенной функцией типа $T_R = k \cdot T_S^{0,8}$.

3. Лица с высоким уровнем ситуативной тревожности обнаруживают больший показатель степени, чем испытуемые со средним уровнем СТ; для высокого и среднего уровня ЛТ таких различий не обнаружено.

ЛИТЕРАТУРА

1. Чуприкова Н. И., Митина Л. М. Теоретические, методические, прикладные аспекты проблемы восприятия времени // *Вопр. психологии*. 1979. № 3. С. 16—23.
2. Пасынкова А. В., Шпатенко Ю. А. О механизме субъективного отражения времени // *Вопр. кибернетики* / Под ред. Ю. М. Забродина. М., 1980. Вып. 66. С. 93—102.
3. Фресс П. Восприятие и оценка времени // *Экспериментальная психология* / Под ред. П. Фресса и Ж. Пиаже. М., 1978. Вып. 6. С. 88—130.
4. Элькин Д. Г. Восприятие времени. М., 1962.
5. Альмяшев С. С., Деревянко Е. А., Жерनावков В. Ф. Особенности восприятия времени в модельных условиях и реальном полете // *Космическая биология и медицина*. 1972. № 2. С. 86—89.

6. Забродин Ю. М., Бороздина А. В., Мусина Н. А. Оценка временных интервалов при разном уровне тревожности // Вестн. Моск. ун-та. Сер. 14, Психология. 1983. № 4. С. 46—53.

7. Савенко Ю. С. Чувство времени у тревожных больных // Понятие установки и отношения в медицинской психологии. Тбилиси, 1970. С. 195—199.

8. Имедадзе Н. В. Тревожность как фактор учения в дошкольном возрасте // Психологические исследования / Под ред. А. С. Прангишвили. Тбилиси, 1966. С. 49—58.

9. Taylor J. A. Theory and manifest anxiety // Psychol. Bull. 1956. Vol. 53. P. 303—320.

10. Atkinson J. W., Litwin G. H. Achievement motive and test anxiety conceived as motive to approach success and motive to avoid failure // J. Abnorm. a. Soc. Psychol. 1960. Vol. 60, no. 1. P. 52—63.

11. Spilberger Ch. D. Conceptual and methodological issues in anxiety research // Anxiety: Current trends in theory and research. N.Y., 1972. vol. 5.

СПОСОБНОСТЬ К РАЗЛИЧЕНИЮ И МЕТОД ОЦЕНКИ СТИМУЛА

Из практики оценки дифференциальной чувствительности сенсорных систем хорошо известно, что близкие по величине стимулы идентифицируются как одинаковые. Из экспериментов по определению абсолютного порога восприятия известно, что величина последнего постоянно флуктуирует.

Как человек воспринимает и оценивает равные по величине надпороговые стимулы?

В одной из работ Р. Тетсуняна [1], изучавшего связь диапазонов субъективных оценок ($\log g_y$) и диапазонов стимулов ($\log g_x$), показано, что для диапазона стимулов, равного нулю, т. е. фактически при предъявлении одного и того же сигнала, диапазон оценок не равен нулю. Другими словами, один и тот же сигнал оценивается испытуемыми как отличающийся от предыдущего.

Однако в работе [1] величина $\log g_y$ при $\log g_x = 0$ получена путем экстраполяции, и кажется маловероятным, что человек не в состоянии определить, что предъявляемые ему один за другим стимулы, по величине значительно превышающие порог, равны между собой.

Данная работа выполнена с целью продемонстрировать различительную способность нетренированных испытуемых с помощью метода оценки стимулов четырех сенсорных модальностей.

Методика исследований

Опыты проводились по оценке тяжести, длины линий, частоты звуковых щелчков и частоты световых вспышек. Для оценки тяжести использовались металлические цилиндры диаметром 10 см; в опытах по оценке частоты звуковых щелчков — лабораторный стимулятор ЭСЛ-2, для оценки частоты световых вспышек — фотостимулятор ФС-02. При оценке длины линий использовались круглые карточки диаметром 20 см, где на белом фоне нанесены черные центрированные линии толщиной 5 мм.

Процедура эксперимента предусматривала численную оцен-

ку двух стимулов в паре, предъявляемых последовательно один за другим с интервалом 1—2 с. Перед каждым предъявлением такой пары испытуемому указывался стандартный стимул, которому приписывалось численное значение 10. Серия состояла из нескольких пар стимулов, отличающихся друг от друга по величине, и одной тестовой пары, включающей два совершенно одинаковых стимула. Оценки тестовой пары подвергались обработке, остальные пары стимулов использовались в качестве маскирующего «фона». Каждая пара стимулов предъявлялась трижды, причем стимулы чередовались в случайном порядке. Тестовые пары или (что то же самое) стандартные стимулы для разных модальностей соответствовали следующим значениям: для оценки тяжести — масса 251 г, для оценки звуковых щелчков и световых вспышек — частота 3,2 Гц, для оценки длины линий — линия длиной 4,0 см.

В опытах по оценке стимулов каждой из четырех модальностей участвовали по 25 нетренированных испытуемых обоего пола в возрасте от 17 до 32 лет, в основном студенты университета.

Обработка данных заключалась в вычислении среднего диапазона оценок для тестовой пары в логарифмических единицах (напомним, что логарифм физического диапазона для тестовой пары равен нулю). Определялись также ошибки среднего значения и доверительные интервалы (для вероятности 95 %) изменения диапазона оценок для данной выборки.

Результаты опытов и их обсуждение

Для трех модальностей из четырех исследованных подтвердилось предположение о присвоении разных численных оценок одинаковым стимулам (табл. 1). Другими словами, нулевому физическому диапазону стимулов соответствует субъективный диапазон, не равный нулю. Как отмечалось выше, тестовая пара предъявлялась испытуемым среди других пар стимулов, различающихся по величине. Для того чтобы выяснить, не сбавляет ли в данном случае установка на обязательное различие стимулов в паре, эксперимент по оценке тяжести был разбит на две субсерии. В первой из них инструкция носила нейтральный характер. Речь шла только о численной оценке стимула по отношению к стандарту, имеющему численное значение (модуль) 10. Во второй субсерии инструкция подчеркивала, что среди тестируемых пар стимулов, возможно, будут встречаться и одинаковые со стандартом, и им также следует присвоить оценку 10.

Таблица 1

Значения нулевого диапазона оценок для стимулов
разной модальности

Модальность	Нулевой диапазон	Доверительный интервал изменений
Длина линий	0	0
Тяжесть	$0,052 \pm 0,005$	$0,043 \div 0,062$
Частота звуковых щелчков	$0,067 \pm 0,010$	$0,048 \div 0,086$
Частота световых вспышек	$0,013 \pm 0,003$	$0,007 \div 0,019$

Сравнение результатов обеих субсерий (табл. 2) позволило заключить, что влияние установки не является существенным. При акценте на наличие одинаковых пар стимулов (субсерия 2) величина субъективного диапазона меньше, чем в субсерии 1, однако эти различия не являются статистически значимыми. В то же время в обеих субсериях величина субъективного диапазона достоверно отлична от нуля ($P < 0,05$).

Диапазон оценок, соответствующий равенству стимулов в тестовой паре, мы называли нулевым диапазоном оценок. То, что усредненные оценки нулевого диапазона отличны от нуля, не означает, что во всех случаях испытуемые оценивали один и тот же стимул разными числами. Средняя величина нулевого диапазона зависит от того, как часто в данной выборке встречается ноль. Так, например, при сравнении значений нулевого диапазона частоты звуковых щелчков и частоты световых вспышек абсолютные значения оценок, отличающихся от значения 10, близки (в основном, это оценки 9 и 11), однако число случаев, когда оба стимула оценены числом 10, для световых вспышек в 2,2 раза больше. Это

показывает, что частота световых вспышек оценивается с большей точностью, чем частота щелчков.

Природа флуктуаций оценок одного и того же стимула недостаточна ясна. В литературе, посвященной механизмам работы сенсорных систем, встречаются указания на флуктуацию значений сигнала по субъективным признакам. При

Таблица 2

Значения нулевого диапазона оценок тяжести в разных субсериях

Субсерия	Нулевой диапазон	Доверительный интервал изменений
1	$0,054 \pm 0,009$	$0,036 \div 0,071$
2	$0,051 \pm 0,009$	$0,032 \div 0,069$

этом причиной называют, например, для слуховой системы, случайные ошибки слухового измерения — «внутренние шумы» системы как измерительного устройства, не анализируя природу этих «шумов» [2], либо флуктуации самого сигнала, например, светового потока [3], либо ссылаются на данные о переменной частоте импульсации в ответах рецептора на заданный стимул при повторных измерениях [4].

На основании своих данных мы можем с уверенностью отвергнуть в качестве причины разброса оценок флуктуации величины физического стимула при оценке тяжести и длины линий. Однако сказать, кроется ли причина такого разброса оценок в наличии «внутренних шумов» системы или этот разброс определяется уже на уровне принятия решения, мы, на основании своих данных, не можем.

Существенным представляется тот факт, что при оценке длины линий все без исключения испытуемые оценили одинаковые стимулы одним числом, вследствие чего нулевой диапазон действительно равен нулю. Здесь никаких флуктуаций нет. Как известно, оценка длины линий описывается степенной зависимостью с показателем степени, равным единице, т. е., в сущности, линейной функцией. Не исключено, что это имеет отношение и к точности субъективных оценок.

Вопрос о наличии флуктуаций оценок одного и того же стимула для разных модальностей, разной величины заданного признака сигнала внутри модальности, связь этого явления с другими параметрами восприятия и оценки требуют дальнейших исследований.

Выводы

1. При оценивании тяжести, частоты световых вспышек и частоты звуковых щелчков наблюдается разброс численных оценок одного и того же стимула; при оценке длины линий такого разброса нет.

2. Величина разброса неодинакова для разных модальностей и зависит, в основном, от количества безошибочных идентификаций стимула, т. е. от различительной способности испытуемых.

ЛИТЕРАТУРА

1. Teghtsoonian R. Range effects in psychophysical scaling and a revision of Stevens' law // Amer. J. Psychol. 1973. Vol. 86, no. 1. P. 3—27.
2. Физиология сенсорных систем: Руководство по физиологии. Л., 1972. Ч. 2.
3. Глезер В. Д., Подвигин Н. Ф. Световая чувствительность зрительной системы // Физиология сенсорных систем: Руководство по физиологии. Л., 1971. Ч. 1. С. 200—246.
4. Физиология человека / Под ред. Р. Шмидта и Т. Тевса. М., 1985. Т. 2.

СОДЕРЖАНИЕ

<i>Рыбин И. А.</i> К теории сенсорного восприятия	3
<i>Лупандин В. И.</i> «Эффект диапазона» в психофизическом шкалировании	24
<i>Кузнецова Г. Н., Нифонтова Т. В.</i> Исследование «эффекта регрессии» Стивенса — Гринбаума в разных диапазонах сенсорного стимула	39
<i>Шамков Н. В., Рыбин И. А., Малофеева Л. А., Берлибле М. Д.</i> Опыт двумерного шкалирования на примере площади и яркости свето- вого пятна	48
<i>Лупандин В. И., Набиуллина Л. И.</i> Динамика психофизических шкал субъективной оценки сенсорного стимула в процессе повторения эксперимента	57
<i>Сергеева А. Н., Самарин С. А.</i> Психофизическое исследование про- приоцептивной чувствительности и особенности свойств нервной системы	71
<i>Кузнецова Г. Н.</i> Особенности субъективной оценки дискретного мно- жества	78
<i>Блинова Т. И.</i> Исследование зависимости параметров категориальной шкалы от числа используемых категорий	86
<i>Миллер В. Д.</i> Особенности психофизического шкалирования у больных неврозами	92
<i>Шадрин А. И.</i> Об изменении параметров функции Стивенса в процессе длительного эксперимента у олигофренов	103
<i>Канунников И. Е.</i> Характеристики вызванных потенциалов и условной негативной волны при субъективной оценке яркости стимулов . . .	111
<i>Сурнина О. Е.</i> Исследование времени простой двигательной реакции на звуковые стимулы разной интенсивности	122
<i>Корона В. В.</i> Влияние психофизических закономерностей визуального восприятия на выбор средней площади плоской фигуры	135
<i>Волкова С. Ю.</i> Влияние уровня тревожности на восприятие и оценку времени	140
<i>Бочкова О. И., Двоеглазова Л. В.</i> Способность к различению и метод оценки стимула	146

ВОПРОСЫ СЕНСОРНОГО ВОСПРИЯТИЯ

Сборник научных трудов

ИБ № 82

Редактор *С. Г. Галинова*
Технический редактор *М. Г. Горшкова*
Корректор *Л. Е. Варшавская*

Сдано в набор 4.05.87. Подписано к печати 27.11.87. НС 11191. Формат 60×84¹/₁₆. Бумага типографская № 2. Усл. печ. л. 8,4. Уч.-изд. л. 8,6. Печать высокая. Гарнитура литературная. Тираж 600 экз. Заказ 236. Цена 1 р. 30 к.

Издательство Уральского университета, 620219, ГСП-830, Свердловск, просп. Ленина, 136.

Типография изд-ва «Уральский рабочий», Свердловск, пр. Ленина, 49.

К теории сенсорного восприятия. Рыбин И. А. Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1987. С. 3—23.

Из допущения о сосуществовании психофизических законов Фехнера и Стивенса устанавливается зависимость между функцией Фехнера (F) и функцией Стивенса (S). Показано, что это соотношение может быть интерпретировано с позиций теории информации. Вводится понятие сенсорного пространства, координатами которого являются F и S . Анализируются некоторые свойства сенсорного пространства.

Табл. 2, ил. 2, библиогр. 12.

«Эффект диапазона» в психофизическом шкалировании. Лупандин В. И. Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1987. С. 24—38.

В опытах на стимулах девяти сенсорных модальностей исследовался так называемый «эффект диапазона», который заключается в изменении величины показателя степени психофизической функции при шкалировании в разных диапазонах сенсорного стимула. Показано, что «эффект диапазона» является универсальным феноменом, проявляющимся для всех исследованных модальностей и подчиняющимся единым закономерностям. Предлагается математическое описание данного феномена, обсуждается его взаимосвязь с «центральной тенденцией» Холлингвортса.

Табл. 6, ил. 5, библиогр. 14.

Исследование «эффекта регрессии» Стивенса — Гринбаума в разных диапазонах сенсорного стимула. Кузнецова Г. Н., Нифонтова Т. В. Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1987. С. 39—47.

В опытах по субъективному шкалированию стимулов пяти сенсорных модальностей с использованием методов оценки и установки величины стимула исследовался «эффект регрессии», который состоит в несовпадении величин экспонент психофизических функций, полученных этими двумя методами. Показано, что соотношение показателей степени для того и другого метода зависит от диапазона предъявляемых сигналов и численного ряда, задаваемых инструкцией эксперимента. Выдвигается предположение о том, что «эффект регрессии» имеет общую природу с «эффектом диапазона».

Табл. 3, ил. 3, библиогр. 13.

Опыт двумерного шкалирования на примере площади и яркости светового пятна. Шамков Н. В., Рыбин И. А., Малофеева Л. А., Берлибле М. Д. Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1987. С. 48—56.

В работе делается попытка установления некоторых закономерностей полимодального восприятия на примере двумерного шкалирования площади и яркости светового пятна. Показано, что субъективная оценка яркости при варьировании площади, так же как и оценка площади при варьировании яркости осуществляются независимо друг от друга. Обсуждается вопрос о существовании индивидуальных особенностей ассоциативного восприятия, которые, возможно, маскируются в среднегрупповых показателях.

Табл. 3, библиогр. 15.

УДК 612.821

Динамика психофизических шкал субъективной оценки сенсорного стимула в процессе повторения эксперимента. Лупандин В. И., Набиуллина Л. И. Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1987. С. 57—70.

В опытах по субъективной оценке громкости тонального звука и тяжести поднимаемого груза исследовалась динамика индивидуальных психофизических шкал в процессе повторения эксперимента. Обнаружена высокая корреляция между индивидуальными показателями степени в последующих опытах. Обсуждаются вопросы о типологических особенностях испытуемых, выработке оптимальной стратегии оценки при повторении эксперимента, а также роли долговременной памяти в психофизическом шкалировании.

Табл. 2, ил. 12, библиогр. 11.

УДК 612.821

Психофизическое исследование проприоцептивной чувствительности и особенности свойств нервной системы. Сергеева А. Н., Самарин С. А. Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1987. С. 71—77.

В работе сопоставляются результаты исследований субъективного шкалирования пространственных перемещений с индивидуальными свойствами нервной системы испытуемых. Показано, что точная оценка параметров движения характерна для испытуемых, отличающихся инертностью процессов возбуждения и торможения.

Ил. 5, библиогр. 11.

УДК 612.821

Особенности субъективной оценки дискретного множества. Кузнецова Г. Н. Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1987. С. 78—85.

В опытах по субъективному шкалированию количества точек на тестовых картах показано, что оценка дискретного множества связана с реальным числом точек функцией Стивенса со средним показателем степени 0,83. Обнаружено, что индивидуальные шкалы оценки множества также имеют вид степенных функций, а распределение индивидуальных экспонент подчиняется закону Гаусса.

Табл. 3, ил. 2, библиогр. 12.

Исследование зависимости параметров категориальной шкалы от числа используемых категорий. Блинова Т. И. Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1987. С. 86—91.

Исследовалась зависимость параметров функции категориального шкалирования громкости тонального звука от числа категорий (k), задаваемого инструкцией эксперимента. Показано, что, независимо от числа категорий (при $k > 3$) кривые субъективной оценки имеют большее приближение к степенной функции, нежели к логарифмической. При этом степень приближения категориальной шкалы к функции Стивенса имеет тенденцию возрастать при увеличении числа используемых категорий.

Табл. 1, ил. 3, библиогр. 9.

Особенности психофизического шкалирования у больных неврозами. Миллер В. Д. Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1987. С. 92—102.

В опытах по субъективной оценке громкости и размера круга у здоровых испытуемых и у больных неврозами показано достоверное различие в изменении параметров психофизической функции в ходе длительного эксперимента между этими двумя группами. При этом группа больных после соответствующего лечения обнаруживала изменения психофизических параметров, которые становятся аналогичными таковым у здоровых испытуемых. Обсуждается вопрос о применимости методов шкалирования в неврологических исследованиях.

Табл. 4, ил. 5, библиогр. 11.

Об изменении параметров функции Стивенса в процессе длительного эксперимента у олигофренов. Шадрин А. И. Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1987. С. 103—110.

При шкалировании кинестетических раздражителей у больных олигофренией с преобладанием процессов возбуждения наблюдается тенденция к повышению показателя степени в процессе длительного эксперимента, а у субъектов с преобладанием процессов торможения — тенденция к снижению экспоненты. Обсуждаются типологические особенности испытуемых-олигофренов в психофизическом шкалировании.

Табл. 5, библиогр. 15.

Характеристики вызванных потенциалов и условной негативной волны при субъективной оценке яркости стимулов. Кануников И. Е. Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1987. С. 111—121.

Исследована взаимосвязь между субъективной оценкой световых стимулов и параметрами вызванной активности мозга в условиях, когда оценка стимулов не совпадает с их реальными физическими характеристиками. Показано, что оценка яркости коррелирует с определенными сдвигами медленного электрического потенциала (МЭП), регистрируемого во фронтальных областях мозга. Предполагается, что обнаруженная взаимосвязь обусловлена влиянием МЭП на деятельность тех систем мозга, которые ответственны за оценку стимула и принятие решения.

Ил. 5, библиогр. 11.

УДК 612.821

Исследование времени простой двигательной реакции на звуковые стимулы разной интенсивности. Сурнина О. Е. Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1987. С. 122—134.

Исследовалась форма взаимосвязи между временем простой двигательной реакции (ВР) и интенсивностью тонального звука. Показано, что выражением, которое наилучшим образом описывает функцию зависимости ВР от интенсивности, является обобщенное уравнение, выведенное из формулы Ю. М. Забродина и А. Н. Лебедева. Обнаружена асимметрия распределений индивидуальных ВР на стимулы одной и той же интенсивности. Обсуждается вопрос об оптимальных критериях усреднения индивидуальных ВР.

Табл. 1, ил. 7, библиогр. 12.

УДК 612.821

Влияние психофизических закономерностей визуального восприятия на выбор средней площади плоской фигуры. Корона В. В. Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1987. С. 135—139.

В опытах по оценке площади листовых пластинок обнаружено влияние психофизических закономерностей, которое необходимо учитывать в практической деятельности специалистам-ботаникам и морфологам растений. Обнаружены значительные индивидуальные вариации субъективных оценок. Показано, что визуальная оценка среднего значения площади листовых пластинок является оценкой биссектрисы распределения, а не характеристикой его модального класса.

Ил. 2, библиогр. 1.

УДК 612.821

Влияние уровня тревожности на восприятие и оценку времени. Волкова С. Ю. Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1987. С. 140—145.

Исследовалось влияние уровня личностной (ЛТ) и ситуативной (СТ) тревожности на восприятие и оценку временных интервалов длительностью от 1 до 17 с. Показано, что испытуемые обнаруживают тенденцию к переоценке длительности, что лучше выражено для коротких интервалов. Обнаружено, что оценка длительности описывается степенной функцией с экспонентой 0,8, причем величина показателя степени у лиц с высоким уровнем СТ достоверно выше, чем у испытуемых со средним уровнем СТ.

Табл. 2, библиогр. 11.

Способность к различению и метод оценки стимула. Бочкова О. И., Двоеглазова Л. В. Вопросы сенсорного восприятия. Свердловск, 1987. С. 146—149.

Исследовалась способность нетренированных испытуемых идентифицировать сигналы одинаковой величины с помощью метода оценки для стимулов четырех сенсорных модальностей. Показано, что диапазон оценок равных стимулов не равен нулю за счет разброса значений субъективных оценок. Величина диапазона оценок зависит от количества безошибочных идентификаций стимулов и, таким образом, характеризует способность субъектов к различению одинаковых сигналов.

Табл. 2, библиогр. 4.

В 1987 году Издательство Уральского университета выпускает в свет монографию В. В. Короны «Основы структурного анализа в морфологии растений».

Объем 15 п. л., ориентировочная цена 2 руб. 50 коп.

Структурный анализ рассматривается как общенаучный метод, применение которого предшествует применению количественных методов исследования. На конкретном примере анализа строения и эволюции цветковых растений показано применение основных процедур структурного метода.

Рассчитана на специалистов в области ботаники.

В 1988 году Издательство Уральского университета выпускает в свет монографию «Пентозофосфатный путь обмена углеводов и его регуляция» (под ред. В. А. Бароненко).

Объем 12 п. л., ориентировочная цена 1 руб. 80 коп.

В монографии приводятся данные отечественной и зарубежной литературы о пентозофосфатном пути метаболизма углеводов (ПФПМУ). Основное внимание уделено описанию механизма, его регуляции и роли при этом гормонов и простогландинов. Обсуждаются вопросы эволюции этой системы в животных организмах. Рассмотрено соотношение ферментов ПФПМУ в форменных элементах крови и электрокинетических свойств последних.

Для специалистов в области физиологии, биохимии, общей биологии, а также медицинских работников.

В 1988 году Издательство Уральского университета выпускает в свет сборник научных трудов «Фотосинтез и продукционный процесс» (под ред. А. Т. Мокроносова).

Объем 11 п. л., ориентировочная цена 1 руб. 60 коп.

В сборнике приведены теоретические обоснования высокой продуктивности ряда сельскохозяйственных растений (картофель, пшеница, ячмень, клевер и др.). Показана роль структурной и функциональной организации фотосинтетического аппарата на разных уровнях, напряженность донорно-акцепторных отношений, изменение гормонального баланса в связи с продукционным процессом.

Для физиологов и биохимиков растений.

Заявки направлять по адресу: 620219, г. Свердловск, ГСП-830, пр. Ленина, 13 б. Издательство Уральского университета.

1 р. 30 к.